Statistiques sociales

Le succès professionnel des jeunes sur le marché du travail

Les PUBLICATIONS DU QUÉBEC

Québec

Pour tout renseignement concernant le BSQ
et les données statistiques qui y sont disponibles,
s'adresser au:

Bureau de la statistique du Québec
117, rue Saint-André
Québec (Québec)
G1K 3Y3
Tél.: (418) 643-5116

ou

1410, rue Stanley, 3e étage
Montréal (Québec)
H3A 1P8
Tél.: (514) 873-4722

ou

Tél.: 1-800-463-4090
(aucun frais d'appel)

Le contenu de cette publication a été réalisé
par le Bureau de la statistique du Québec.

Cette édition a été produite par
Les Publications du Québec.

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Québec
Premier trimestre 1987
ISBN 2-551-08864-X

Toute reproduction ou utilisation du contenu
de cette publication est autorisée à condition
de mentionner la source.

Avant-propos

Les difficultés vécues par les jeunes sur le marché du travail ont constitué une préoccupation croissante au cours des dernières années. Le Bureau de la statistique du Québec a voulu contribuer à l'avancement des connaissances relatives aux jeunes en publiant un dossier intitulé Les 15-29: Portrait statistique des jeunes par région. Cette publication a été rééditée, revue et augmentée, en septembre 1986. Le Bureau a aussi diffusé, sous forme d'un "cahier technique", une première analyse sur Le chômage des jeunes Québécois et ses déterminants. La présente étude s'inscrit dans la foulée de ces travaux.

L'objectif de cette publication est de présenter une synthèse des travaux américains, canadiens et québécois concernant les comportements des jeunes sur le marché du travail. On y examine, dans un premier temps, leur décision de choisir entre les études ou le travail. On aborde ensuite l'analyse des déterminants du succès professionnel des jeunes: déterminants de marché et déterminants personnels. Enfin, pour ce qui est de la dynamique du marché du travail des jeunes, on y présente des résultats originaux qui ont été obtenus au BSQ dans le cadre des travaux de la Direction des statistiques sur les individus et les ménages. Soulignons que les travaux de recherche de l'auteur de ce document sur la dynamique du marché du travail des jeunes ont été entrepris au Laboratoire de recherche sur l'emploi, la répartition et la sécurité du revenu (LABREV) de l'Université du Québec à Montréal (UQAM). Il s'agit, à ce titre, d'une collaboration qui s'est avérée très heureuse entre le BSQ et le milieu de la recherche universitaire. D'ailleurs, nous présentons en annexe, un résumé des travaux économétriques commencés au LABREV et terminés au BSQ. Les spécialistes du domaine y trouveront assurément un intérêt particulier.

Nous voulons remercier toutes les personnes qui ont contribué à la production de cette étude, en espérant qu'elle permettra d'améliorer la compréhension des phénomènes qui affectent les décisions des jeunes ainsi que les facteurs qui influencent leur intégration plus ou moins facile au marché du travail.

La directrice générale

Nicole P.-Gendreau

Signes conventionnels

.. Donnée non disponible
... N'ayant pas lieu de figurer
- Néant ou zéro

Abréviations et symboles

'000 En milliers
% Pour cent ou en pourcentage

L'auteur de cette étude est: Robert Baril
Direction des statistiques sur
les individus et les ménages

Sous la direction de: Michel Meunier
Directeur des statistiques sur
les individus et les ménages

Les auteurs de l'annexe sont: Robert Baril

Claude Felteau et
Clément Lemelin
de l'Université du Québec à Montréal

Secrétariat: Monique P.-Nadeau

Pour tout renseignement concernant
le contenu de cette publication: Direction des statistiques sur
les individus et les ménages
Bureau de la statistique du Québec
117, rue Saint-André, 5e étage
Québec (Québec)
G1K 3Y3
Tél.: (418) 643-2258

Table des matières

Introduction 7

Chapitre 1
La décision d'entrer sur le marché du travail 11

Chapitre 2
Les déterminants du succès professionnel 19

2.1 Les déterminants de marché 20
2.1.1 Le niveau d'activité économique 20
2.1.2 La proportion de jeunes dans la population 30
2.1.3 Les réglementations de marché 35
2.2 Les déterminants individuels 37
2.2.1 L'éducation, les aptitudes et la motivation 38
2.2.2 L'expérience 41
2.2.3 Les caractéristiques familiales 42
2.2.4 Les autres caractéristiques 44

Chapitre 3
La dynamique du marché du travail des jeunes 47

Synthèse et conclusion 55

Bibliographie 59

Annexe
Estimations et résultats économétriques 65

Liste des tableaux

1 Effectif scolaire à plein temps par rapport à la population, selon le niveau et l'âge, Québec, 1979-80 à 1983-84 12

2 Taux de chômage des jeunes de 15-24 ans et de l'ensemble des groupes d'âge dans certains pays de l'OCDE, 1980-1984 22

3 Taux de chômage et rapport emploi/population des groupes de 15-24 ans et de 25-44 ans, Québec, 1966-1985 25

4 Estimations selon la fréquentation scolaire, l'âge et le sexe, Québec, avril 1986 28

5 Proportion de jeunes de 15 à 24 ans dans la population totale dans certains pays de l'OCDE, années choisies, 1950-1980 32

6 Proportion de jeunes dans la population totale, la population active et le nombre total de chômeurs, Québec, 1966-1984 34

Figure

1 Écart en pourcentage entre le taux de chômage des 15-24 ans et le taux de chômage global pour certains pays de l'OCDE et le Québec, 1980-1984 24

Introduction

Les jeunes connaissent des difficultés d'insertion au marché du travail; voilà une affirmation qui ne fera sursauter personne tant elle fait maintenant partie des débats publics. Ce type de déclaration s'appuie sur des chiffres qui décrivent effectivement une situation inquiétante; le taux de chômage des jeunes est beaucoup plus élevé que celui de leurs aînés. À titre d'exemple, mentionnons qu'en 1985, au Québec, le taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans était de 18,0 % comparativement à 10,7 % pour celui des personnes âgées de 25 à 44 ans.

Face à cette constatation, plusieurs questions viennent à l'esprit. Pourquoi les jeunes ont-ils un taux de chômage plus élevé que les adultes? Existe-t-il des facteurs qui peuvent expliquer le fait que certaines personnes semblent avoir plus de facilités que d'autres à s'intégrer au marché du travail? Est-ce qu'une personne qui vit des périodes de chômage en début de carrière connaîtra des problèmes sur le marché du travail tout au long de sa carrière?

Au cours des dernières années, les économistes ont tenté d'apporter des éléments de réponse à ces questions. Sans prétendre faire un relevé exhaustif des études effectuées sur les difficultés des jeunes à s'intégrer au marché du travail, ce texte vise à faire la synthèse des principaux résultats obtenus par les économistes qui se sont intéressés au marché du travail des jeunes en Amérique du Nord. Il présente également de nouveaux résultats obtenus pour le Québec au cours de la dernière année, dont certains par le Bureau de la statistique du Québec.

Le texte comporte trois sections. La première traite du choix entre le travail et les études. En raison du nombre important de jeunes qui poursuivent des études à temps plein, l'analyse du marché du travail des jeunes ne peut s'effectuer indépendamment de celle de la fréquentation scolaire. C'est pourquoi la première partie du texte sera consacrée à l'évaluation des déterminants de la fréquentation scolaire.

La deuxième section du texte traite explicitement des déterminants du succès professionnel des jeunes. Deux types de déterminants seront décrits: les déterminants de marché et les déterminants individuels. Les déterminants de marché sont ceux qui ont un impact sur le niveau moyen de chômage et des salaires. Ce sont les deux mesures de succès professionnel utilisées dans l'analyse des déterminants de marché. Quant aux déterminants individuels, ils sont constitués des caractéristiques personnelles de chaque jeune. Ils peuvent influencer la possibilité de décrocher un emploi et le niveau de salaire obtenu dans un emploi. Le succès professionnel de chaque jeune est donc défini, dans le cadre de cette étude, par ces deux groupes de variables.

La troisième partie du texte présente une évaluation des conséquences des difficultés vécues en début de carrière. Est-ce qu'un jeune qui vit une période de chômage à son entrée sur le marché du travail aura plus de difficultés à se trouver un emploi par la suite? S'il se trouve un emploi, ressentira-t-il les effets de cette période de chômage sur son salaire? La troisième section cherche donc à identifier les effets à long terme résultant des difficultés vécues à l'entrée sur le marché du travail.

Une brève conclusion complète le texte; elle est accompagnée d'une synthèse des éléments importants de chaque partie du texte. De plus, les domaines où les réponses sont les moins précises sont identifiés; cela pourra contribuer à orienter les recherches futures concernant le marché du travail des jeunes.

Enfin, on reproduit en annexe, les travaux de modélisation économétrique et d'estimation qui ont permis de produire les résultats présentés au chapitre 3. Ce texte de caractère technique s'adresse surtout aux spécialistes du domaine.

Chapitre 1 - La décision d'entrer sur le marché du travail

Entre 15 et 24 ans, les jeunes doivent prendre des décisions très importantes qui influenceront leur avenir professionnel. Entre autres, ils doivent choisir un champ d'activité vers lequel ils orienteront leurs études. Ce choix aura une incidence directe sur la durée des études et, par le fait même, sur le moment de leur entrée sur le marché du travail. Il faut donc analyser conjointement l'entrée sur le marché du travail et la décision de fréquentation scolaire.

Le tableau 1 permet d'illustrer l'importance de la fréquentation scolaire chez les jeunes de 15 à 24 ans au Québec. On y constate que la fréquentation scolaire décroît rapidement avec l'âge. Les études constituent tout de même une activité qui occupait à temps plein 16,5 % des jeunes québécois âgés de 20 à 24 ans en 1983-84. En fait, 45,7 % des jeunes québécois âgés de 15 à 24 ans fréquentaient l'école à temps plein en avril 1986, tel qu'on peut le calculer à partir des données du tableau 4.

On peut supposer que les jeunes qui sont à l'école doivent constamment choisir entre la poursuite des études et l'entrée sur le marché du travail. Si tel est le cas, les déterminants de la décision de poursuivre l'école et de la décision de participer au marché du travail devraient être les mêmes. Plusieurs études ont tenté de vérifier les liens entre le marché du travail et la fréquentation scolaire. Avant de présenter les résultats de ces études, il y a lieu d'expliquer la logique qui les sous-tend.

On suppose, dans un premier temps, que le jeune évalue les coûts et les bénéfices, étalés sur toute sa vie, de poursuivre ses études. Un des coûts les plus importants de poursuivre ses études

Tableau 1
Effectif scolaire à plein temps par rapport à la population, selon le niveau et l'âge,
Québec, 1979-80 à 1983-84

Niveau et âge	1979-80	1980-81	1981-82	1982-83	1983-84
			%		
Écoles primaires et secondaires					
15 ans	..	97,6	95,8	92,6	95,5
16 ans	..	84,8	86,1	86,7	89,0
17 ans	..	29,6	32,0	33,0	36,8
18 ans	..	11,1	12,0	12,2	15,3
19 ans	..	3,5	3,2	3,9	5,8
20-24 ans	..	-	0,2	0,5	0,9
Postsecondaire					
16 ans	6,0	4,0	4,2	2,8	0,6
17 ans	25,4	34,6	36,2	39,2	28,7
18 ans	29,8	30,0	30,5	36,0	37,6
19 ans	29,9	24,9	26,3	27,8	36,1
20 ans	20,7	20,5	21,3	21,5	27,6
21 ans	15,3	16,0	16,1	16,9	20,5
22 ans	11,6	11,8	12,2	11,8	13,9
23 ans	8,1	8,1	8,1	8,8	9,4
24 ans	5,4	5,8	5,9	6,1	7,2
Total					
15 ans	..	97,6	95,8	92,6	95,5
16 ans	..	88,8	90,2	89,4	89,7
17 ans	..	64,2	68,3	72,2	65,5
18 ans	..	41,1	42,5	48,2	52,9
19 ans	..	28,4	29,5	31,6	41,9
20-24 ans	..	12,6	12,9	13,5	16,5

Source: Statistique Canada, L'éducation au Canada (81-229).

est le manque à gagner; il représente les revenus que pourrait obtenir un jeune s'il travaillait au lieu d'étudier. Les bénéfices, quant à eux, se traduisent surtout par des revenus supérieurs associés à un niveau de scolarité plus élevé. Si les bénéfices sont plus grands que les coûts, alors le jeune poursuivra ses études.

Essentiellement, trois types de variables semblent avoir une influence décisive sur la poursuite de la fréquentation scolaire. Premièrement, les conditions prévalant sur le marché du travail sont primordiales. On s'aperçoit que le taux de chômage et le taux de salaire peuvent influer sur la fréquentation scolaire. Deuxièmement, le travail effectué pendant l'année académique et l'été a une incidence sur la poursuite des études. De plus en plus de jeunes travaillent en même temps qu'ils étudient; cela semble avoir un impact certain sur la durée des études. Finalement, plusieurs facteurs socio-économiques reliés à l'origine sociale et au milieu familial jouent un rôle sur la fréquentation scolaire. Certains milieux véhiculent des valeurs plus propices à la réalisation de plus longues études.

L'état de la conjoncture est le premier déterminant de la fréquentation scolaire. Les variables les plus importantes pour décrire les conditions prévalant sur le marché du travail sont le taux de chômage et le taux de salaire. Le taux de chômage observé sur le marché du travail donnera au jeune une idée des possibilités d'emploi qui l'attendent. Le taux de salaire, quant à lui, fournira une idée du rendement qu'il peut attendre de l'éducation reçue. À première vue, un taux de chômage relatif plus élevé indique un resserrement du marché du travail en ce sens que la probabilité d'être employé est plus faible. On devrait donc s'attendre à ce que la fréquentation scolaire augmente avec une hausse du taux de

chômage. Un salaire offert plus faible a un effet identique parce que le rendement associé au travail est plus faible. Par le fait même, le manque à gagner, un des coûts les plus importants de la fréquentation scolaire, est moins élevé. Ainsi donc, un salaire offert moins important entraîne une hausse de la fréquentation scolaire de même qu'une diminution de l'offre de travail.

La plupart des études qui tentent de mesurer l'impact de la conjoncture économique sur la fréquentation scolaire vont dans le sens des effets décrits ci-dessus. Ainsi, pour le Québec au milieu des années 1970, Baril, Robidoux et Lemelin (1986) estiment qu'une diminution du taux de chômage ou une augmentation du taux de rémunération contribue à accroître la probabilité d'abandonner les études secondaires et collégiales. Aux États-Unis, Meyer et Wise (1982) réalisent que l'effet des conditions prévalant sur le marché du travail, au milieu des années 1970, est significatif sur la fréquentation scolaire seulement lorsque le jeune est à l'école secondaire. Une fois qu'il a décidé d'entreprendre des études postsecondaires, l'impact du taux de salaire et du taux de chômage semble être négligeable.

Une étude effectuée aux États-Unis par Gustman et Steinmeier (1981) a cependant ouvert la porte à une autre interprétation de l'impact de la conjoncture économique sur la fréquentation scolaire. Pour les jeunes hommes (quelle que soit leur race), ainsi que pour les jeunes femmes de race blanche, leurs résultats correspondent aux effets décrits jusqu'à maintenant. Cependant, ils estiment que chez les jeunes femmes de race noire, un taux de chômage plus élevé ou un salaire offert plus faible fait diminuer la fréquentation scolaire. Selon Blakemore et Low (1983), ce dernier type d'effet devrait normalement s'observer chez les jeunes issus de familles à faible revenu, car une hausse du taux de chômage ou

une baisse du salaire offert réduit le revenu courant disponible qui sert à financer les dépenses reliées à l'éducation. Dans leur étude réalisée sur un échantillon de jeunes américains, Blakemore et Low observent cependant que ce deuxième effet domine pratiquement toujours le premier.

Évidemment, lorsque des résultats contradictoires s'affrontent, il est difficile de dégager des tendances claires. Intuitivement, on serait porté à penser qu'une hausse du taux de chômage ou une baisse du salaire offert augmente la fréquentation scolaire. On doit cependant prévoir une exception; il existe des gens pour qui une hausse du taux de chômage signifie une perte de revenus telle qu'ils pourraient ne plus avoir assez d'argent pour financer leurs études ou celles de leurs enfants. Par contre, les programmes de sécurité de revenu étant ce qu'ils sont au Québec, il est difficile d'imaginer que l'effet négatif de la hausse du taux de chômage (via le financement des études) sur la fréquentation scolaire soit plus grand que l'effet positif.

Le deuxième type de variables qui agit sur la fréquentation scolaire est l'expérience acquise sur le marché du travail pendant les études. Cette expérience peut s'acquérir l'été ou pendant l'année académique. Aux États-Unis, Ehrenberg et Sherman (1985) ont spécifiquement analysé la question de l'impact du travail pendant l'année académique sur la fréquentation scolaire. Selon eux, il s'agit d'une question de première importance car ils pensent qu'une réduction de l'aide financière accordée aux étudiants forcerait ceux-ci à travailler davantage pendant leurs études. Ils se demandent si le fait de travailler pendant l'année académique a des répercussions sur les résultats scolaires et la poursuite des études. Leurs estimations suggèrent que le travail pendant les études a très peu d'influence sur les résultats scolaires. Cependant, le

fait de travailler augmente la probabilité de quitter l'école plus rapidement et allonge la durée des études pour ceux qui les poursuivent. De leur côté, Meyer et Wise ont estimé qu'un jeune qui travaille plus de 20 heures par semaine durant ses études secondaires a moins de chance de se retrouver encore à l'école dans les quatre années suivantes qu'un jeune qui ne travaille pas ou qui travaille moins de 20 heures.

Les résultats obtenus pour le Québec par Baril, Robidoux et Lemelin confirment la plupart des conclusions de ces études américaines. Ainsi, l'expérience accumulée l'été alors que le jeune était toujours aux études ou encore pendant l'année scolaire semble avoir un impact négatif sur la probabilité de poursuivre ses études. Les résultats obtenus par Robidoux (1985) démontrent que même si l'expérience accumulée durant l'été affecte à la fois les jeunes de niveaux secondaire et collégial, elle semble avoir un effet plus considérable chez les jeunes qui terminent leur cours secondaire. Chez les jeunes en deuxième année d'études collégiales, c'est le travail pendant l'année académique qui semble être le facteur le plus important dans la détermination de la probabilité d'abandonner les études.

La fréquentation scolaire peut également être influencée par un troisième groupe de variables: les facteurs socio-économiques. En effet, l'influence de la famille est susceptible d'être très importante tant au niveau monétaire qu'au niveau des valeurs transmises. Houle et Ouellet (1982), de même que Baril, Robidoux et Lemelin ont tenté de déterminer quels facteurs socio-économiques avaient le plus d'impact sur la poursuite des études au Québec. Houle et Ouellet ont concentré leurs efforts sur les intentions des collégiens d'entreprendre des études universitaires. Le niveau de scolarité du père semble jouer un rôle prépondérant; avoir un père

qui a fait des études universitaires augmente la probabilité d'aller à l'université. Une mère plus scolarisée et des parents qui ont des professions prestigieuses[1] sont également des facteurs qui influencent positivement l'intention d'aller à l'université. Par contre, plus le nombre de frères ou soeurs est élevé, moins les jeunes collégiens ont l'intention de poursuivre des études universitaires.

Les résultats obtenus par Houle et Ouellet montrent aussi que la probabilité de vouloir aller à l'université est plus élevée chez les jeunes hommes et les allophones. Par contre, l'âge et l'éloignement des établissements d'éducation réduisent cette probabilité. Finalement, notons que les auteurs obtiennent des résultats qui leur font conclure que les femmes et les étudiants du secteur professionnel au collège sont plus influencés, par leur milieu social, dans leurs intentions d'entreprendre des études universitaires.

De leur côté, Baril, Robidoux et Lemelin analysent les facteurs influençant la fréquentation scolaire de jeunes ayant l'âge d'aller au secondaire et au collège. Ils notent d'abord que les garçons ont moins tendance à quitter l'école que les filles. Il en va de même pour les francophones par rapport aux non-francophones. Ce résultat est contraire à celui obtenu par Houle et Ouellet[2]. De plus grandes aspirations professionnelles et de meilleurs résultats scolaires annoncent également une décision de poursuivre ses études plus longtemps.

---

1. Selon l'échelle des professions de Blishen.

2. La différence semble essentiellement due à une définition différente de la variable langue. Houle et Ouellet utilisent le concept de langue la plus souvent parlée à la maison, alors que Baril, Robidoux et Lemelin définissent la variable langue à partir de l'école fréquentée.

Un milieu social favorisé, décrit par un niveau de scolarité élevé des parents, une profession prestigieuse du père et le statut de propriétaire, aide à la poursuite des études. À l'inverse, le fait d'avoir plusieurs frères ou soeurs, d'avoir une mère sur le marché du travail ou d'être issu d'une famille monoparentale incite à quitter l'école plus rapidement.

Au total, l'ensemble des résultats présentés jusqu'à maintenant peut se résumer ainsi: premièrement, face à une conjoncture économique difficile, la plupart des jeunes préféreront poursuivre leurs études plutôt que de tenter leur chance sur le marché du travail. Certains abandonneront cependant leurs études parce qu'ils n'auront plus les ressources financières suffisantes pour faire face aux dépenses reliées à l'éducation. Deuxièmement, le fait de travailler pendant l'année académique augmente la probabilité de quitter l'école plus rapidement et allonge la durée des études pour ceux qui les poursuivent. Troisièmement, un jeune issu d'un milieu social favorisé aura de meilleures chances de poursuivre ses études plus longtemps.

Chapitre 2 - Les déterminants du succès professionnel

Une fois qu'un jeune a décidé d'entrer sur le marché du travail, il se retrouve devant un monde nouveau. Il se situe dans une phase de transition au terme de laquelle il aura acquis un peu d'expérience. Face au marché du travail, le jeune en début de carrière est souvent démuni, surtout parce que l'information qu'il possède sur ce marché est relativement limitée. C'est au travail, en acquérant de l'expérience, que le jeune recueillera l'information nécessaire à son bon fonctionnement. Souvent, il procédera par essais et erreurs en tentant plusieurs expériences de travail. Ces changements fréquents d'emploi font en sorte que les jeunes constituent pour les employeurs un groupe de travailleurs moins désirables et plus instables. Cependant, certains jeunes réussiront mieux que d'autres leur insertion sur le marché du travail. Cette constatation a amené plusieurs chercheurs à vouloir mieux cerner quels sont les facteurs qui déterminent le succès professionnel des jeunes sur le marché du travail. Dans l'analyse des déterminants de marché, le succès professionnel est défini par les niveaux moyens de chômage et de salaire alors que dans celle des déterminants individuels, le succès professionnel est représenté par la possibilité de décrocher un emploi et par l'obtention d'une meilleure rémunération.

Il existe deux types de déterminants du succès professionnel. Les déterminants de marché, qu'on examinera en premier, ont un impact sur le niveau moyen du chômage. Trois déterminants de marché feront l'objet d'un traitement: le niveau de l'activité économique, la proportion de jeunes dans la population et certains règlements qui influencent le fonctionnement du marché du travail. Le deuxième type de déterminants est composé des déterminants individuels. Ils ont été divisés en quatre groupes distincts de

variables: l'éducation (de même que les aptitudes et la motivation), l'expérience, les caractéristiques familiales et les autres caractéristiques (langue, race et sexe).

2.1 LES DÉTERMINANTS DE MARCHÉ

2.1.1 Le niveau d'activité économique

Les déterminants de marché sont ceux qui ont un impact sur le niveau moyen du chômage à un moment donné. Sans contredit, le déterminant de marché le plus important est le niveau de l'activité économique. Selon Guindon (1982) et Fortin (1983), l'aggravation du chômage des jeunes depuis 15 ans vient surtout de l'insuffisance de la demande globale, donc de la baisse du niveau d'activité économique. Parce qu'ils possèdent moins d'expérience, de qualifications et d'ancienneté, les jeunes sont plus sensibles au ralentissement de l'économie. Malgré le fait qu'ils reconnaissent une sensibilité plus grande des jeunes à la conjoncture économique, Girard, Gauthier et Vinet (1978) trouvent l'explication relative à l'insuffisance de la demande globale peu convaincante car, selon eux, même en période de plein emploi, le taux de chômage des jeunes se situe à des niveaux de deux à trois fois supérieurs au taux de chômage des adultes.

Les taux de chômage des jeunes sont effectivement beaucoup plus élevés que ceux de leurs aînés. Il est intéressant, dans un premier temps, de se situer dans une perspective internationale pour examiner si cette affirmation est vérifiée pour plusieurs pays. Le tableau 2 et le graphique 1 fournissent une indication de la situation vécue dans les principaux pays de l'OCDE et au Québec.

On peut y voir que si, au Canada, certains osent parler de "désastre national"[1], d'autres pays industrialisés comme l'Italie, la France et le Royaume-Uni vivent alors des situations que l'on pourrait qualifier de catastrophiques. Le taux de chômage des jeunes de ces pays se situe systématiquement à des niveaux supérieurs à 20 % depuis 1982. La situation au Québec et au Canada surtout se compare avantageusement à celle des États-Unis lorsqu'on compare les écarts existant entre le taux de chômage global et celui des jeunes. Cependant, on peut remarquer que, depuis 1982, la situation de l'emploi s'est améliorée plus rapidement aux États-Unis qu'au Québec et au Canada. Même si elle montre une détérioration importante de son niveau d'emploi entre 1980 et 1983, l'Allemagne de l'Ouest a su, quant à elle, conserver des écarts restreints entre les taux de chômage des jeunes et ceux de l'ensemble de la population. Finalement, notons que le Japon est le pays qui s'en tire le mieux. Le taux de chômage des jeunes de ce pays n'atteignait que 4,9 % en 1984.

Une constante semble ressortir des données du tableau 2: les jeunes sont plus sensibles que quiconque aux variations conjoncturelles. C'est cette constatation qui est illustrée au graphique 1. En 1982, année de dure récession, l'écart entre le taux de chômage des jeunes et celui de l'ensemble des groupes d'âge a augmenté considérablement. Dans les années subséquentes, là où la situation économique s'est améliorée, l'écart a diminué. Si l'Italie et la France voient l'écart s'accroître, c'est que la situation de l'emploi continue à se détériorer dans ces deux pays.

Comme l'indique le tableau 3, la situation au Québec n'est pas différente. Par contre, en retournant plus loin dans le temps, nous découvrons que le phénomène est loin d'être nouveau. Au

---

1. Sénat du Canada, Jeunesse: un plan d'action, Rapport du Comité sénatorial spécial sur la jeunesse, Ottawa, février 1986, p. xvi.

Tableau 2
Taux de chômage des jeunes de 15-24 ans[1]
et de l'ensemble des groupes d'âge dans certains pays de l'OCDE,
1980-1984

Pays	1980		1981		1982		1983		1984	
	15-24 ans	Tous	15-24 ans	Tous	15-24 ans	Tous	15-24 ans	Tous	15-24 ans	Tous
	%									
Allemagne[2]	3,9	3,0	6,5	4,4	9,6	6,1	10,8	8,2	10,1	8,3
Australie	12,2	6,0	10,8	5,7	12,9	7,1	17,9	9,9	16,1	8,9
Canada	13,2	7,5	13,3	7,5	18,7	10,9	19,9	11,9	17,9	11,3
Espagne	28,5	11,2	33,7	14,0	36,9	15,9	38,9	17,8	44,5	20,6
États-Unis	13,3	7,0	14,3	7,5	17,0	9,5	16,4	9,6	13,3	7,5
Finlande	9,0	4,8	9,7	5,2	10,5	6,1	11,3	6,1	10,4	6,1
France	15,0	6,3	17,0	7,3	20,2	8,0	21,1	8,1	26,1	9,3
Italie	25,2	7,4	27,4	8,3	29,7	8,9	32,0	9,9	34,1	10,4
Japon	3,4	2,0	4,0	2,2	4,3	2,4	4,5	2,6	4,9	2,7
Norvège	5,4	1,7	5,8	2,0	8,1	2,6	9,7	3,3	7,6	3,0
Québec	17,2	9,8	17,4	10,3	23,1	13,8	22,8	13,9	19,8	11,8
Royaume-Uni	13,9	7,0	17,8	10,7	22,6	12,5	22,7	11,6	21,8	11,7
Suède	5,1	2,0	6,3	2,5	7,6	3,1	8,0	3,4	6,0	3,1

1. Les données sur les jeunes représentent le groupe de 14 à 24 ans en Italie, de 16 à 24 ans aux États-Unis, au Royaume-Uni, en Norvège, en Espagne et en Suède.

2. République fédérale.

Source: OCDE, Perspectives de l'emploi, 1983 et 1985.

Québec, depuis 1970, le taux de chômage du groupe des personnes de 15 à 24 ans n'est jamais descendu sous la barre des 10 %, atteignant un sommet de 23,1 % en 1982. L'écart entre le taux de chômage des jeunes et celui de leurs aînés montre également une détérioration de la position relative des jeunes sur le marché du travail[2]. Face à cette constatation, il est difficile de parler du sacrifice d'une seule génération[3].

Comme jusqu'à maintenant l'évolution des taux de chômage a constitué l'essentiel de l'argumentation, il serait intéressant de jeter un coup d'oeil sur les principales critiques qui ont été formulées à l'endroit du taux de chômage en tant que mesure. Telle qu'elle est définie par les organismes statistiques, la mesure du taux de chômage ne constitue pas nécessairement une bonne évaluation de la situation des jeunes sur le marché du travail[4].

---

2. Aux États-Unis, le taux de chômage des jeunes ne cesse d'augmenter depuis 1948, tant en termes absolus que relativement à leurs aînés. Voir Freeman et Medoff (1982).

3. L'expression "sacrifice d'une génération" a souvent été utilisée au cours des dernières années pour décrire les effets qu'auraient les hauts taux de chômage des jeunes et ce, tant au Québec qu'au Canada et aux États-Unis.

4. Le taux de chômage représente le nombre de chômeurs exprimé en pourcentage de la population active. La population active comprend la partie de la population civile hors institution âgée de 15 ans et plus qui avait un emploi ou était en chômage pendant la semaine où s'est effectuée l'enquête. Pour être considéré comme chômeur par Statistique Canada, il faut être une personne qui, lors de l'enquête:

   (i) était sans emploi, avait activement cherché un emploi au cours des quatre dernières semaines et était prête à travailler;
   (ii) n'avait pas activement cherché du travail au cours des quatre dernières semaines mais avait été mise à pied et était prête à travailler;
   (iii) n'avait pas activement cherché de travail au cours des quatre dernières semaines, mais devait commencer un nouvel emploi dans quatre semaines ou moins à compter de la semaine de référence, et était prête à travailler.

Figure 1
Écart de pourcentage entre le taux de chômage des 15-24 ans et le taux de chômage global pour certains pays de l'OCDE et le Québec, 1980-1984

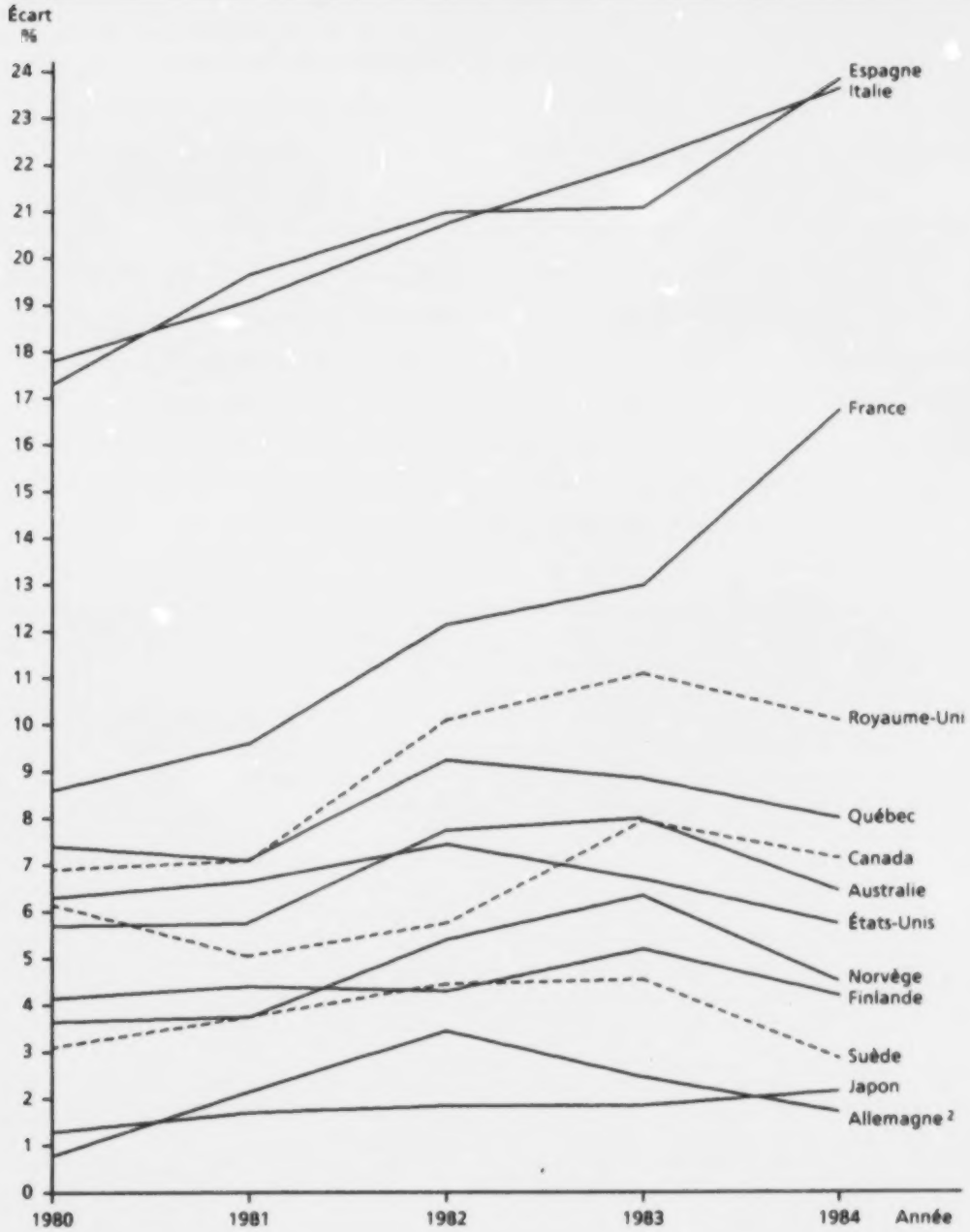


Tableau 3
Taux de chômage et rapport emploi/population des groupes de 15-24 ans et 25-44 ans, Québec, 1966-1985

Année	Taux de chômage		Emploi/population	
	15-24 ans	25-44 ans	15-24 ans	25-44 ans
		%		
1966	6,1	3,5	53,4	60,7
1967	7,2	3,9	53,1	61,0
1968	8,9	5,0	50,7	60,3
1969	9,5	5,0	50,4	61,4
1970	12,1	5,6	47,6	61,4
1971	12,3	6,0	47,1	62,3
1972	12,4	6,3	48,1	62,6
1973	11,5	5,4	51,3	64,7
1974	11,1	5,1	52,6	65,6
1975	14,0	5,9	51,0	66,2
1976	15,5	6,5	49,4	66,9
1977	17,9	8,1	48,6	66,7
1978	18,4	8,6	48,9	67,7
1979	16,4	7,7	51,0	68,9
1980	17,2	7,6	51,8	69,8
1981	17,4	8,7	51,5	70,4
1982	23,1	12,1	45,6	66,5
1983	22,8	12,2	47,0	67,3
1984	19,8	11,7	49,7	69,0
1985[1]	18,0	10,7	51,8	71,0

1. Les données pour 1985 proviennent de la base de données CANSIM utilisée au BSQ. Ainsi, la population de 1985 servant à calculer le rapport emploi/population est une estimation tirée de BSQ, Perspectives démographiques régionales 1981-2006, 1984.

Source: Benoit Robidoux, L'évaluation des déterminants individuels de l'offre de travail et des salaires des jeunes Québécois en début de carrière à l'aide d'un modèle avec double règle de sélection, Mémoire de maîtrise, Université du Québec à Montréal, décembre 1985, p. 3 et p. 7.

Certains, comme Feldstein et Ellwood (1982), trouvent que le taux de chômage surestime le problème du chômage des jeunes. Ils considèrent que la plupart des jeunes qui sont sans emploi sont à l'école ou ne cherchent seulement qu'un travail à temps partiel. D'autres, comme Clark et Summers (1982), pensent, au contraire, que le taux de chômage sous-estime le problème. En effet, ces deux auteurs remarquent que les périodes de chômage chez les jeunes se terminent souvent par la sortie de la population active plutôt que par l'obtention d'un emploi. Il existerait donc, chez les jeunes, beaucoup de chômeurs découragés, c'est-à-dire de jeunes qui ne sont plus à la recherche d'un emploi. Selon la définition de Statistique Canada, ces derniers sont considérés comme des inactifs plutôt que comme des chômeurs. Clark et Summers estiment que la différence entre le jeune chômeur et le jeune inactif est trop souvent superficielle. Une mesure plus juste du taux de chômage devrait, selon eux, considérer les jeunes inactifs au même titre que les jeunes chômeurs.

De leur côté, Wachter et Kim (1982) pensent que le temps passé à l'école constitue une période productive équivalente au travail pour la société. Sur la base de cette thèse, Lemelin (1985A) s'est appliqué à vérifier l'impact que pouvaient avoir des changements à la définition officielle du taux de chômage pour le mois de mai 1985 au Québec.

Reprenons l'exercice effectué par Lemelin pour le mois d'avril 1986[5]. On constate d'abord qu'il y avait 118 000 chômeurs âgés de 15 à 24 ans pour une population active de 646 000 personnes dans ce groupe d'âge. Si on considère que les étudiants ne font pas vraiment partie de la population active, il faut soustraire les

---

5. Les données sont tirées de Statistique Canada, La population active (71-001), avril 1986. Les données ayant servi à ces calculs se retrouvent au tableau 4.

154 000 étudiants actifs du total de la population active (646 000) de telle sorte que celle-ci ne compte plus que 492 000 actifs. Le nombre de jeunes chômeurs n'est plus 118 000, mais plutôt 104 000 (soit en enlevant 14 000 étudiants chômeurs). On trouve donc un nouveau taux de chômage pour les jeunes travailleurs, qui s'établit à 21,1 % plutôt que 18,3 %. On obtient, par ailleurs, pour les jeunes qui fréquentent l'école et qui travaillent, un taux de chômage qui s'établit à 9,1 %.

Si on adopte l'approche contraire et qu'au lieu de distinguer jeunes travailleurs et jeunes étudiants actifs, on décide, comme Wachter et Kim, de les fusionner en considérant que les deux groupes sont dans une phase dont la productivité est équivalente pour la société, on obtient les résultats suivants. Dans un premier temps, le total de la population active âgée de 15 à 24 ans n'est plus de 646 000 jeunes, mais bien de 984 000 (en additionnant 338 000 étudiants inactifs). Par ailleurs, il faut réduire le nombre de chômeurs de 14 000, soit les jeunes qui sont à la fois étudiants et chômeurs. Le taux de chômage ainsi obtenu est de 10,6 % (104 000/984 000) plutôt que 18,3 % qui est le taux de chômage officiel d'avril 1986.

Ces calculs illustrent bien la fragilité du taux de chômage en tant que mesure de la situation des jeunes sur le marché du travail. La nuance et la prudence sont de mise lorsque vient le temps d'interpréter les données sur le taux de chômage. C'est pourquoi on fait de plus en plus référence au rapport emploi/population qui peut servir de substitut ou de complément au taux de chômage dans l'analyse du marché du travail. En utilisant cet indice (voir tableau 3), la détérioration du marché du travail des jeunes apparaît beaucoup moins dramatique entre 1966 et 1984. On peut voir que cet indice a atteint son niveau le plus bas lors de la récession de 1982 (45,6 %). Même si on ne peut dégager une tendance

Tableau 4
Estimations selon la fréquentation scolaire, l'âge et le sexe, Québec, avril 1986

Sexe et âge	Population de 15 ans et plus	Population active			Population inactive
		Total	Emploi	Chômage	
		'000			
Étudiants à plein temps					
Tous					
15-24 ans	491	154	139	14	338
15-19 ans	357	102	90	13	255
20-24 ans	135	51	49	...	83
Hommes					
15-24 ans	247	81	76	5	166
15-19 ans	176	55	51	4	121
20-24 ans	71	26	25	...	45
Femmes					
15-24 ans	245	72	63	9	172
15-19 ans	181	47	39	8	134
20-24 ans	64	25	24	...	38
L'ensemble du Québec					
Total	5 152	3 172	2 794	378	1 981
Hommes	2 504	1 845	1 624	220	659
Femmes	2 648	1 327	1 169	158	1 321
15-24 ans	1 075	646	528	118	429
25 ans et plus	4 078	2 526	2 266	260	1 552

Source: Statistique Canada, La population active (71-001).

Taux d'activité	Taux de chômage	Rapport emploi-population	Sexe et âge
	%		
			Étudiants à plein temps
			Tous
31,2	9,3	28,3	15-24 ans
28,7	12,2	25,2	15-19 ans
38,0	...	36,7	20-24 ans
			Hommes
32,9	6,1	30,9	15-24 ans
31,5	7,5	29,1	15-19 ans
36,4	...	35,2	20-24 ans
			Femmes
29,6	12,9	25,8	15-24 ans
26,0	17,8	21,4	15-19 ans
39,7	...	38,3	20-24 ans
			L'ensemble du Québec
61,6	11,9	54,2	Total
73,7	11,9	64,9	Hommes
50,1	11,9	44,2	Femmes
60,1	18,3	49,1	15-24 ans
61,9	10,3	55,6	25 ans et plus

continue à la baisse, force est de constater que les plus hauts niveaux du rapport emploi/population ont été atteints au milieu des années 1960.

Cette section a servi à démontrer que le niveau d'activité économique était un des déterminants de marché les plus importants du chômage des jeunes, ces derniers étant beaucoup plus sensibles que les adultes aux variations conjoncturelles. Par exemple, Clark et Summers (1982) ont estimé qu'une augmentation du taux de chômage des adultes de 1 % était associée à une baisse de 5 % du nombre de jeunes hommes de 16 à 19 ans qui ont un emploi. Pour le Québec, Fortin (1983) estime qu'entre 1961 et 1982, les variations du taux de chômage des hommes adultes sont associées à des variations environ deux fois et demie plus grandes du taux de chômage des jeunes hommes, et environ une fois et demie plus grandes du taux de chômage des jeunes femmes. Fortin explique la différence statistique entre le taux de chômage des jeunes hommes et des jeunes femmes par le fait que ces dernières ont plus tendance à quitter la population active lorsque les emplois se font rares et à la réintégrer lorsqu'ils se font plus abondants.

2.1.2 La proportion de jeunes dans la population

La proportion de jeunes dans la population est un autre déterminant de marché souvent cité pour expliquer la situation des jeunes sur le marché du travail. Les conséquences du "baby boom" font encore l'objet de débats et deux thèses s'affrontent sur le sujet. La première soutient que les jeunes vivent des problèmes sur le marché du travail simplement parce qu'ils sont jeunes et inexpérimentés, alors que la deuxième pense, qu'à cause de sa grande taille, la cohorte de jeunes issue du "baby boom" va connaître des problèmes tout au long de sa carrière. Ces deux thèses ont des implications tout à fait différentes au niveau des politiques.

Jetons d'abord un coup d'oeil sur les faits. Le tableau 5 présente l'évolution de la proportion de jeunes de 15 à 24 ans dans la population active dans certains pays de l'OCDE entre 1950 et 1980. On peut constater que ce ne sont pas tous les pays qui vivent une augmentatior de la proportion de jeunes dans la population. Bloom et Freeman (1986) classent les pays en quatre catégories selon les changements qui ont eu lieu entre 1950 et 1980 dans la proportion de jeunes dans la population. La première, qui inclut l'Australie, le Canada et les États-Unis, connaît une augmentation importante de la proportion de jeunes dans sa population entre 1965 et 1980. La seconde connaît une augmentation plutôt modérée. La France, l'Allemagne et l'Espagne font partie de cette deuxième catégorie. Dans la troisième se retrouvent l'Italie, la Norvège et le Royaume-Uni; ce sont des pays qui n'ont pas connu de changements notables dans la proportion de jeunes dans la population entre 1965 et 1980. Finalement, la Finlande, le Japon et la Suède font partie de la quatrième catégorie qui inclut les pays ayant connu une baisse dans la proportion de jeunes dans la population entre 1965 et 1980.

Le Canada étant considéré comme un pays faisant partie de la première catégorie, il est intéressant de chercher à savoir quels sont les effets de l'entrée d'une cohorte importante comme celle des jeunes issus du "baby boom" sur le marché du travail. Il existe un consensus assez répandu parmi les analystes sur le fait que l'entrée d'une cohorte imposante sur le marché du travail nuit aux membres de cette cohorte. On estime en général qu'aussi longtemps que les travailleurs d'âges différents seront des substituts imparfaits, l'augmentation de l'offre d'un groupe de travailleurs de même âge causera un préjudice à leur position économique. Les effets négatifs se feront sentir au niveau des salaires ou de l'emploi. Bloom et Freeman, après avoir recensé plusieurs études, dont celle de Dooley (1986) sur le Canada, arrivent à la conclusion que

Tableau 5
Proportion de jeunes de 15 à 24 ans
dans la population totale dans certains pays de l'OCDE,
années choisies, 1950-1980

Pays	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
				%			
Allemagne[1]	14,6	15,8	15,9	13,4	12,8	14,1	15,5
Australie	14,6	13,1	14,0	16,2	17,5	17,4	17,6
Canada	15,9	14,4	14,6	16,0	18,4	19,3	19,9
Espagne	18,4	16,5	15,3	15,6	15,3	15,7	16,5
États-Unis	14,7	13,1	13,6	15,8	17,8	18,9	18,8
Finlande	15,9	14,9	15,3	18,3	19,0	17,4	16,0
France	15,2	13,7	12,4	14,5	16,4	16,1	15,9
Italie	17,0	16,3	15,4	15,3	14,9	14,4	15,2
Japon	19,6	19,1	18,9	20,2	19,0	15,4	13,7
Norvège	13,3	12,1	13,1	15,4	15,9	15,2	15,3
Québec[2]	16,7	15,6	15,9	18,0	19,4	20,3	19,6
Royaume-Uni	13,6	12,9	13,3	14,6	14,4	14,3	14,3
Suède	12,4	12,1	14,2	15,8	15,1	13,4	13,7

1. République fédérale.
2. Le Québec a été ajouté pour fins de comparaison, mais pour les années 1951, 1956, 1961, 1966, 1971, 1976, 1981.

Source: David E. Bloom et Richard B. Freeman, The "Youth Problem": Age or Generational Crowding?, National Bureau of Economic Research, Working Paper no 1829, février 1986, p. 3.

l'entrée de grandes cohortes sur le marché du travail correspond à une baisse des revenus relatifs et à une augmentation du taux de chômage relatif de ces cohortes. Ces effets ne sont cependant pas permanents. En effet, toujours selon Bloom et Freeman, environ 10 ans après l'entrée sur le marché du travail d'une grande cohorte, ses salaires et son taux de chômage reviennent aux mêmes niveaux que ceux qu'aurait une cohorte de taille normale.

Le tableau 6 fournit un portrait un peu plus détaillé de la situation au Québec. On y remarque une hausse de l'importance démographique des jeunes jusqu'en 1976. Mais, depuis ce temps, elle ne cesse de diminuer: en 1984, le poids démographique des jeunes se compare à celui du milieu des années 1960[6]. Depuis 1975, on constate une diminution de la part des jeunes dans la population totale, dans la population active et dans le nombre total de chômeurs. Fortin (1983), sur la base d'estimations qu'il considère plutôt imprécises, calcule que la baisse du poids démographique des jeunes depuis le milieu des années 1970 a pu retrancher jusqu'à 2 points de pourcentage à leur taux de chômage. Sur la base de ces résultats et des tendances observées dans le tableau 6, il n'est pas illusoire d'imaginer un effet de cohorte favorisant les jeunes dans un proche avenir. Une amélioration progressive de la position relative des jeunes sur le marché du travail serait ainsi à prévoir pour les prochaines années.

---

6. Au Canada, le renversement de la tendance s'observe depuis 1980.

Tableau 6
Proportion de jeunes dans la population totale,
la population active et le nombre total de chômeurs,
Québec, 1966-1984

Année	Population totale			Population active			Nombre total de chômeurs		
	15-19 ans	20-24 ans	15-24 ans	15-19 ans	20-24 ans	15-24 ans	15-19 ans	20-24 ans	15-24 ans
					%				
1966	9,6	8,1	17,7	10,8	16,1	26,9	25,6	19,8	45,4
1967	9,7	8,4	18,1	10,5	16,7	27,2	26,0	22,0	48,0
1968	9,7	8,7	18,4	10,0	17,0	27,0	24,2	23,4	47,6
1969	9,9	8,8	18,7	9,7	17,2	26,9	24,8	21,9	46,7
1970	10,1	8,9	19,0	9,6	16,9	26,5	26,3	24,4	50,7
1971	10,2	9,0	19,2	9,6	17,0	26,6	25,2	24,6	49,8
1972	10,4	9,0	19,4	10,0	16,7	26,7	24,2	25,3	49,5
1973	10,5	9,1	19,6	10,4	16,8	27,2	26,0	25,4	51,4
1974	10,5	9,3	19,8	10,6	16,8	27,4	26,3	26,6	52,9
1975	10,5	9,4	19,9	11,0	16,7	27,7	24,3	23,3	47,6
1976	10,5	9,7	20,2	10,4	16,7	27,1	22,3	26,2	48,5
1977	10,4	9,7	20,1	10,3	16,6	26,9	21,8	25,0	46,8
1978	10,2	9,8	20,0	9,8	16,8	26,6	20,8	24,4	45,2
1979	10,1	9,8	19,9	9,9	16,6	26,5	20,9	24,5	45,4
1980	9,8	9,8	19,6	9,8	16,5	26,3	21,4	24,5	45,9
1981	9,4	9,8	19,2	9,2	16,3	25,5	18,8	24,2	43,0
1982	9,0	9,7	18,7	8,0	15,7	23,7	16,2	24,0	40,2
1983	8,4	9,6	18,0	7,7	15,7	23,4	15,0	23,4	38,4
1984	7,9	9,5	17,4	7,2	15,4	22,6	12,8	22,0	34,8

Source: Statistique Canada, base de données CANSIM.

2.1.3 Les réglementations de marché

Jusqu'à maintenant, deux déterminants de marché ont été examinés: le niveau d'activité économique et la proportion des jeunes dans la population. Le niveau du salaire minimum et certains règlements qui influencent le fonctionnement du marché du travail constituent les autres déterminants de marché retenant l'attention. Le niveau du salaire minimum, principalement, a fait l'objet de plusieurs analyses. Selon certains, le niveau élevé du salaire minimum est créateur de chômage chez les jeunes. Le principe défendu par ces personnes est assez simple. Parce qu'ils ont peu d'expérience, on retrouve une grande proportion de jeunes dans les emplois où les salaires sont peu élevés. Ainsi, une législation visant à imposer un salaire minimum supérieur aux salaires que sont prêts à verser les employeurs, réduit le nombre d'emplois disponibles à salaire peu élevé et incite les employeurs à embaucher ou à utiliser plus intensivement les travailleurs plus expérimentés.

Fortin (1978), dans une étude commandée par la Commission du salaire minimum, a estimé qu'une hausse du salaire minimum de 10 % par rapport au salaire moyen au Québec a pour effet d'accroître le nombre de chômeurs parmi les jeunes de 14 à 24 ans et les femmes de 25 ans et plus de 18 000 à 30 000, soit de 0,7 à 1,1 point de pourcentage dans le taux de chômage d'ensemble. Le renversement de la politique du salaire minimum (diminution de son niveau relatif) entreprise en 1978 semble, selon Fortin (1983), avoir annulé les effets néfastes mesurés entre 1966 et 1975.

Swidinsky (1980) a tenté d'évaluer l'impact de la législation sur le salaire minimum au Canada et dans les provinces sur le marché du travail des jeunes. Il estime que les hausses du salaire

minimum ont réduit l'emploi des jeunes hommes dans les provinces atlantiques et au Québec. Par contre, dans les Prairies et en Colombie-Britannique, les variations du salaire minimum ne semblent avoir aucun impact. Les conséquences les plus importantes sont au Québec: une hausse du salaire minimum de 10 % augmenterait le taux de chômage des jeunes hommes de 3,7 % au Québec, de 1,3 % dans les provinces atlantiques et réduirait celui de l'Ontario de 0,1 %. Dans ce dernier cas, les pertes d'emplois causées par la hausse du salaire minimum seraient compensées par la sortie massive de jeunes hommes de la population active.

Les résultats de Swidinsky montrent que les jeunes femmes sont plus touchées que les jeunes hommes par les variations du salaire minimum. Ainsi, une hausse de 10 % du salaire minimum augmenterait le taux de chômage des jeunes femmes de 12,4 % au Québec, de 3,1 % dans les provinces de l'Atlantique et de 2,5 % en Ontario. Swidinsky calcule qu'entre 1956 et 1975, l'introduction d'une législation sur le salaire minimum dont le niveau est relativement élevé a fait augmenter le taux de chômage des jeunes femmes de 1,6 % et celui des jeunes hommes de 0,8 % au Canada. La plupart des études américaines obtiennent des résultats similaires à ceux-ci.

Sur la base de ces chiffres, Rees (1986) émet l'opinion qu'on a exagéré l'importance que pouvait avoir le niveau du salaire minimum sur l'emploi des jeunes. De plus, Rees pense que même si une baisse du salaire minimum augmentait la demande pour les jeunes travailleurs, rien n'assure que les jeunes accepteraient de travailler à ce nouveau taux de salaire.

D'autres barrières à l'entrée sur le marché du travail semblent nuire à l'embauche des jeunes. Les caractéristiques du programme d'assurance-chômage constitueraient l'une de celles-là.

Tout compte fait, des différentes modifications apportées au programme d'assurance-chômage depuis le début des années 1970, il ressort que le programme aurait eu, au plus, le même impact que la législation sur le salaire minimum[7]. Il existe également sur le marché du travail un ensemble de règlements qui restreignent l'accessibilité à certains métiers et professions. L'industrie de la construction est peut-être l'exemple le plus frappant de marché réglementé difficilement accessible pour les jeunes.

En résumé, trois déterminants de marché ont été identifiés comme importants pour expliquer le succès professionnel des jeunes. Le premier est le niveau d'activité économique qui constitue, sans contredit, l'élément le plus marquant pour expliquer le chômage des jeunes. Le deuxième déterminant est la proportion de jeunes dans la population; si, au cours des dernières années, cet élément a eu un effet négatif sur l'emploi et les salaires, il semble maintenant jouer en faveur des jeunes. Finalement, un troisième déterminant correspond à l'impact de certaines rigidités sur le taux de chômage. Parmi celles-ci, le niveau du salaire minimum a été un objet majeur de préoccupation; quoique non négligeable, certains pensent que son influence sur le chômage a été exagérée.

2.2 LES DÉTERMINANTS INDIVIDUELS

Les caractéristiques personnelles peuvent contribuer à expliquer les différentes expériences vécues par les jeunes sur le marché du travail. La plupart des études réalisées sur le sujet obligent à constater que les écarts observés dans les salaires ou dans

---

7. À ce sujet, voir Fortin (1983).

les possibilités d'occuper un emploi ne peuvent être expliqués, pour une grande part, par des caractéristiques observables comme l'éducation ou l'origine sociale. Des facteurs non observables comme les goûts, ou tout simplement la chance, semblent tout aussi importants, sinon plus, que les caractéristiques personnelles observables. Cependant, les conséquences de certaines caractéristiques semblent assez sérieuses pour que l'on s'y attarde.

Ces caractéristiques ont été divisées en quatre groupes. Le premier comprend l'éducation, les aptitudes et la motivation. Le niveau d'éducation est un des déterminants le plus souvent cité pour expliquer la réussite professionnelle. Les aptitudes et la motivation sont souvent oubliées comme déterminants individuels parce que difficiles à mesurer. Le deuxième groupe comporte une seule variable, l'expérience. Toutes les variables décrivant le milieu familial font partie du troisième groupe. L'emphase sera principalement mise sur l'impact de la présence des parents sur le marché du travail sur la probabilité des jeunes de se trouver un emploi. Finalement, le quatrième groupe de variables inclut les autres caractéristiques personnelles comme le sexe et la langue.

2.2.1 L'éducation, les aptitudes et la motivation

La plupart des économistes considèrent l'éducation comme un investissement dont il est légitime d'attendre un rendement. Ce dernier peut se traduire par de meilleurs salaires ou par de meilleures possibilités d'emploi. Les aptitudes, mesurées par le quotient intellectuel (QI) ou les notes scolaires, de même que la motivation sont des facteurs fortement reliés à l'éducation dont il faut aussi tenir compte pour expliquer le succès professionnel.

Au cours des dernières années, dans le contexte des problèmes vécus par les jeunes sur le marché du travail, plusieurs personnes ont émis l'idée que l'éducation n'était plus aussi rentable qu'avant; ce pourrait être une explication de la détérioration de la position relative des jeunes sur le marché du travail. Cousineau (1979) remarque en effet une détérioration des salaires réels et relatifs des nouveaux diplômés universitaires au Québec. Toutefois, les diplômés universitaires sont en bien meilleure posture que les gens moins scolarisés. Sur la base des données du sondage ASOPE (Aspirations Scolaires et Orientations Professionnelles des Étudiants), Roberge (1979) découvre, lui aussi, que le dernier diplôme obtenu a une incidence sur le revenu, mais également sur la capacité de se trouver un emploi et sur le type d'emploi décroché. La plupart des études portant sur le marché du travail des jeunes arrivent à cette conclusion.

Baril, Robidoux et Lemelin (1986) estiment cependant qu'il n'est pas suffisant de mesurer l'impact de l'éducation par le nombre d'années d'études ou par le dernier diplôme obtenu; il faut "qualifier" l'éducation. Ainsi, ils considèrent différemment les programmes professionnel et général du secondaire et du CEGEP. Ils découvrent qu'un étudiant qui suit un cours professionnel aura un salaire plus élevé et une plus grande probabilité d'occuper un emploi qu'un étudiant ayant suivi un cours général, particulièrement au CEGEP et ce, pour les deux premières années suivant l'entrée sur le marché du travail.

Les jeunes ayant de meilleurs résultats scolaires semblent également favorisés sur le marché du travail. Cependant, il est clair que les résultats scolaires ne captent pas toutes les aptitudes nécessaires à la réussite sur le marché du travail. Ils peuvent être fortement reliés à l'environnement familial et social.

Un facteur souvent oublié dans la détermination du succès des jeunes lors de leur entrée sur le marché du travail est leurs attitudes face à leur environnement. Becker et Hills (1981) et Frantz (1982) tentent de mesurer l'influence des attitudes et de la motivation par rapport à la performance sur le marché du travail. Dans les deux études, la variable d'attitudes est construite selon l'hypothèse que la motivation d'un individu à adopter un certain comportement dépend, en partie, de son anticipation du succès relié à ce comportement. Ces anticipations dépendent de l'expérience passée et de la perception que l'effort individuel et la motivation influencent la probabilité d'obtenir du succès.

Pour évaluer l'impact des attitudes, les jeunes sont classés en deux catégories. La première regroupe les gens qui considèrent l'initiative personnelle comme un instrument de détermination de la probabilité d'obtenir du succès (les internes). La deuxième comprend les personnes qui voient le succès comme étant surtout influencé par des circonstances hors de leur contrôle (les externes).

Becker et Hills soulignent le fait que les internes sont plus susceptibles de quitter un emploi pour en obtenir un meilleur. Ils sont aussi plus susceptibles d'effectuer leurs recherches en cours d'emploi et, ainsi, de vivre moins de périodes de chômage. Il ressort des résultats obtenus par Becker et Hills que les externes vivent plus de périodes de chômage que les internes et, une fois sans emploi, ils ont une plus grande probabilité de quitter la population active.

Bref, les jeunes ayant une plus grande scolarité sont favorisés sur le marché du travail. Il faut noter tout de même que lors des premières années suivant l'entrée sur le marché du travail, les

jeunes qui sortent du secondaire et du collégial et qui ont reçu une formation professionnelle semblent être en meilleure position que les autres. Finalement, ceux qui ont de meilleurs résultats scolaires et qui considèrent qu'ils peuvent influencer leur environnement réussissent également mieux que les autres sur le marché du travail.

2.2.2 L'expérience

Les jeunes étant de nouveaux venus sur le marché du travail, ils ont peu d'expérience et un faible attachement à l'emploi qu'ils occupent. À l'entrée sur le marché du travail, le peu d'expérience qu'ils ont peut provenir d'emplois d'été ou pendant l'année académique. Meyer et Wise (1982) estiment que le nombre d'heures travaillées pendant les études a un impact positif important sur les salaires et sur le nombre de semaines travaillées une fois que le jeune est sur le marché du travail à temps plein. Selon Meyer et Wise, le travail pendant les études secondaires représente peut-être une indication de certaines caractéristiques personnelles (non acquises au travail) qui augmenteraient la probabilité de travailler après ces études. Baril, Robidoux et Lemelin (1986) obtiennent des résultats qui vont dans le même sens. Ils ne réussissent cependant pas à découvrir un effet quelconque sur le succès professionnel provenant de l'expérience accumulée dans un travail d'été.

L'expérience prend toute son importance lorsqu'il est question des conséquences du chômage vécu en début de carrière. Il en sera question au chapitre 3.

2.2.3 Les caractéristiques familiales

Il est maintenant assez largement accepté que les expériences familiales affectent le comportement futur sur le marché du travail. Cependant, il est peu courant d'avoir des connaissances suffisantes pour mesurer les expériences familiales passées des jeunes. Aussi, la plupart des études sur le sujet utilisent des variables mesurant certaines caractéristiques familiales comme le revenu et l'éducation des parents.

Freeman (1982) utilise plusieurs variables pour capter l'impact du milieu familial sur le succès professionnel des jeunes américains. Il découvre que les jeunes issus d'un milieu relativement modeste possèdent une probabilité plus faible d'être employé et une plus grande propension à être en chômage que les jeunes issus d'un milieu aisé. Par contre, les effets des mêmes variables sur les salaires sont ambigus. Meyer et Wise (1982), quant à eux, observent que le revenu des parents a un effet positif important sur les salaires et sur le nombre de semaines travaillées et ce, pour les quatre premières années suivant l'entrée sur le marché du travail.

De leur côté, Rees et Gray (1982) ont tenté de saisir une autre dimension des variables familiales. En effet, selon eux, il est possible que la famille constitue un mécanisme d'ajustement sur le marché du travail qui détermine quels sont les jeunes qui obtiendront des emplois. Par exemple, les jeunes susceptibles de se trouver des emplois pourraient être ceux dont les parents, frères ou soeurs, sont sur le marché du travail, surtout s'ils ont le pouvoir d'influencer les décisions d'embauche. L'éducation des parents ainsi que certaines valeurs (religieuses, culturelles)

peuvent également influencer le comportement des jeunes. Malheureusement, les résultats obtenus par Rees et Gray ne corroborent pas tout à fait cette hypothèse. Ainsi, si le fait d'avoir des frères et soeurs qui travaillent a un effet positif sur la probabilité d'être employé, par contre les autres variables comme le sexe du chef de famille et son type de travail n'ont pas, la plupart du temps, d'impacts significatifs.

Pour le Québec, Baril, Robidoux et Lemelin (1986) démontrent que la présence des parents sur le marché du travail influence positivement le taux de salaire des jeunes. C'est le seul résultat concluant qu'ils peuvent tirer d'un ensemble de variables représentant le milieu familial.

Bref, les tentatives pour évaluer le rôle du milieu familial sur le succès professionnel sont peu probantes. Il existe cependant de fortes présomptions qui laissent croire que les jeunes issus d'un milieu social favorisé ont plus de succès sur le marché du travail. Il faut comprendre que les effets des caractéristiques familiales sur la réussite professionnelle ne sont pas linéaires. En effet, il a été expliqué que le milieu familial avait un impact important sur la fréquentation scolaire. Donc, en général, les gens plus scolarisés sont issus de familles dont les parents sont plus scolarisés ou ont des revenus plus élevés que la moyenne. On a vu par la suite que le niveau d'éducation était une des variables les plus importantes pour expliquer le succès professionnel. Ainsi, par le biais de l'éducation, les caractéristiques familiales ont un effet certain sur les salaires et la probabilité d'occuper un emploi. À niveau d'éducation égal, selon les résultats décrits ici, l'effet des caractéristiques familiales n'est pas clair.

2.2.4 Les autres caractéristiques

Jusqu'à maintenant, on a différencié les jeunes par leur niveau d'éducation, leur niveau d'expérience et leurs caractéristiques familiales. Aucune distinction n'a encore été faite entre les hommes et les femmes, entre les francophones et les anglophones (au Québec), de même qu'entre les gens de race blanche et ceux de race noire (aux États-Unis)[8].

Dans l'analyse du marché du travail, les distinctions de comportement par sexe sont très importantes. Selon Raelin (1982), les jeunes hommes et les jeunes femmes ont généralement des plans de carrière différents dès le départ. En cherchant à trouver les déterminants des choix de carrière, il arrive à la conclusion que la carrière des femmes se trace beaucoup plus aléatoirement que celle des hommes, les déterminants étant sensiblement les mêmes. Au Québec, Baril, Robidoux et Lemelin (1986) montrent que les jeunes hommes ont de meilleurs salaires que les jeunes femmes à leur entrée sur le marché du travail. Il semble que ce soit cependant au niveau du nombre de mois travaillés dans une année que les différences entre les jeunes hommes et les jeunes femmes sont les plus importantes. Par exemple, d'après les résultats de Robidoux et Lemelin (1986), une augmentation de salaire aurait pour effet d'inciter les hommes à travailler plus alors qu'on enregistre un effet contraire chez les jeunes femmes[9].

---

8. Le cas des différences au niveau du succès professionnel des jeunes américains selon leur race fait encore l'objet de plusieurs débats. Le sujet demandant un traitement assez long, nous passerons outre. Le lecteur intéressé pourra consulter Freeman et Holzer (1986).

9. Ce type de résultats a déjà été observé pour les adultes au Canada. Pour les jeunes, Robidoux et Lemelin (1986) s'attendaient à ce que les jeunes femmes réagissent de la même façon que les jeunes hommes. Par exemple, c'est ce qu'obtiennent Nakamura et Nakamura (1985B).

L'effet de la langue parlée ou du bilinguisme sur les salaires a également fait l'objet de plusieurs études au Québec. Malheureusement, elles ne tiennent pratiquement jamais compte des groupes d'âge. Systématiquement, ces études démontrent, qu'au Québec, les anglophones ont des revenus supérieurs aux francophones. Cependant, deux études récentes[10] attestent que les disparités de revenus selon la langue, au Québec, ont beaucoup diminué entre 1971 et 1981, même si elles favorisent toujours les anglophones. Il est aussi intéressant de noter que Grenier (1986) estime qu'au Québec, en 1981, l'avantage d'apprendre une langue seconde est supérieur pour les anglophones que pour les francophones.

---

10. Voir Boulet et Lavallée (1983) et Grenier (1986).

Chapitre 3 - La dynamique du marché du travail des jeunes

En analysant les déterminants du succès professionnel des jeunes, on a vu que le déterminant de marché le plus important s'est avéré être le niveau de l'activité économique. La grande sensibilité des jeunes aux variations conjoncturelles est due aux caractéristiques de cette jeune main-d'oeuvre qui se compose de nouveaux arrivants sur le marché du travail. Or ceux-ci, connaissant des périodes de chômage très fréquentes, font ainsi augmenter le taux de chômage de la jeune main-d'oeuvre.

À partir de cette constatation, un groupe d'économistes a avancé l'idée selon laquelle les jeunes chômaient souvent mais peu longtemps[1]. En conséquence, le taux de chômage des jeunes ne serait pas un problème grave. En réponse à cette hypothèse, Clark et Summers (1982) aux États-Unis, Hasan et Broucker (1982) au Canada et Mayer et Roy (1985) au Québec démontrent tous qu'un petit groupe de travailleurs défavorisés se retrouve la plupart du temps sans emploi et compte pour une large part du chômage observé. C'est probablement Boothby (1985) qui résume le mieux l'état de ces recherches. Ses résultats confirment l'idée selon laquelle les jeunes ont un taux élevé de roulement à l'emploi. Cependant, il existe un petit groupe de jeunes peu scolarisés qui connaît de longues périodes de chômage. Ainsi, leur temps passé en chômage compte pour une grande proportion du temps chômé par l'ensemble des jeunes. Par exemple, d'après les données de l'étude de Mayer et Roy, la durée moyenne d'une période de chômage pour un jeune de 15-24 ans est de 2,69 mois. Même si 8 % des périodes de chômage avaient une durée supérieure à 6 mois en 1982, la part du chômage due à ces périodes atteignait 29 %. En d'autres termes, on peut expliquer 29 % du taux de chômage en ne tenant compte que des personnes qui chôment plus de 6 mois.

---

1. Pour un recensement des principaux auteurs ayant écrit sur le sujet, voir Clark et Summers (1982).

Si certains jeunes chôment longtemps, on peut supposer qu'il existe une forme de persistance des situations vécues sur le marché du travail. Que ce soit au niveau du chômage, de l'emploi ou même des salaires, il est possible d'imaginer l'existence d'une continuité dans l'évolution des principaux indicateurs de succès (ou d'insuccès) sur le marché du travail. Au moins trois canaux de transmission de la persistance des situations vécues sur le marché du travail peuvent être identifiés[2]: les caractéristiques personnelles observables, les caractéristiques personnelles non observables et la dépendance des états. Chacun de ces canaux sera d'abord défini pour ensuite faire le tour des principales études traitant du sujet.

Les caractéristiques personnelles observables constituent le premier canal de persistance. À la section précédente, un ensemble de déterminants individuels du succès professionnel a été défini incluant l'éducation, l'expérience, le sexe et plusieurs caractéristiques familiales. Lorsqu'une personne entre sur le marché du travail, la plupart de ces caractéristiques restent inchangées; certaines, comme le sexe, sont immuables. D'autres, comme l'expérience et l'âge, varient avec le temps. Le caractère presque fixe de ces variables crée une certaine forme d'inertie qui influence le succès professionnel. Pour mieux saisir l'effet de persistance ici évoqué, prenons l'exemple d'un jeune qui entre sur le marché du travail sans certificat d'études secondaires. Dès le départ, il est défavorisé par son faible niveau de scolarité. Après deux ou trois ans sur le marché, même s'il réussit à acquérir un peu d'expérience, ce jeune sera toujours défavorisé du fait qu'il est peu scolarisé. On peut donc remarquer que se manifeste une certaine forme de persistance due aux caractéristiques personnelles observables comme l'éducation.

---

2. Pour plus de détails sur les différents canaux de transmission de la persistance, voir Baril (1986).

Un deuxième canal de persistance capte l'effet des caractéristiques personnelles non observables. Il a été mentionné, à la section précédente, que certaines caractéristiques non mesurables comme les goûts ou la motivation pouvaient avoir un impact tout aussi important sur le succès professionnel que les caractéristiques observables telle l'éducation. Elles peuvent donc, elles aussi, transmettre une forme de persistance influençant le succès professionnel.

Le troisième canal de persistance est probablement celui qui a le plus intéressé les économistes. Il s'agit de la dépendance des états. On y retrouve en quelque sorte le cercle vicieux du chômage des jeunes qu'on décrit souvent comme ceci dans les médias: pas d'expérience-pas d'emploi, pas d'emploi-pas d'expérience. C'est ainsi qu'on suppose que le chômage présent a un effet direct sur le chômage futur, dans le sens que deux personnes identiques vivront des expériences différentes sur le marché du travail dans le futur, si l'une vit une période de chômage et l'autre non.

En plus de tester la présence de persistance des situations vécues sur le marché du travail, les études empiriques sur le sujet doivent tenter de séparer les effets respectifs de chacun des canaux. Ce n'est pas une mince tâche. De façon générale, il semble ressortir qu'il existe une certaine forme de persistance, principalement due aux caractéristiques personnelles observables et non observables. Il ne semble pas vraiment exister de dépendance des états.

Aux États-Unis, Stevenson (1978) de même que Becker et Hills (1980, 1983) ont tenté de mesurer l'impact du chômage en début de carrière sur les salaires futurs. Stevenson conclut que les jeunes

qui vivent des difficultés en début de carrière (1966) en vivent toujours sept ans plus tard. Il mesure donc une forme de persistance qu'il ne cherche pas à identifier. Il estime également que les différences de revenus associées à l'expérience sont très importantes. Ce résultat laisse supposer que la perte d'expérience due au chômage a des conséquences importantes sur les revenus. Donc, selon Stevenson, le chômage en début de carrière semble avoir un impact sur les salaires futurs.

Becker et Hills utilisent le même type d'approche à l'aide, cependant, de deux variables représentant l'expérience vécue sur le marché du travail: la durée du chômage et le nombre de périodes de chômage. Ils veulent mesurer l'impact de ces variables sur les salaires futurs. Ils utilisent un échantillon de jeunes hommes qui, lors de la première année d'observation (1967), sont hors du système scolaire et qui, lors de la dernière année (1975), sont au travail[3]. De façon surprenante, ils découvrent que le nombre de périodes de chômage a un effet positif sur les salaires futurs alors que la durée a un effet négatif. Ils en concluent donc que l'effet net du chômage sur les salaires futurs peut être positif si la durée n'est pas trop longue. En moyenne, pour un jeune de l'échantillon, quelle que soit sa race, l'effet de l'expérience de chômage est positif. Donc, vivre une période de chômage relativement courte en début de carrière aurait pour effet de faire augmenter les salaires futurs. Pour pousser leur analyse un peu plus loin, Becker et Hills séparent les jeunes de leur échantillon qui n'ont vécu aucune période de chômage après avoir quitté l'école, en deux groupes: ceux qui n'ont pas changé d'emploi plus d'une fois et ceux qui ont changé d'emploi plus d'une fois. De leurs estimations, il ressort que les jeunes qui obtiennent les salaires les plus élevés en 1975 sont ceux qui ont vécu peu de périodes de chômage et ceux qui n'ont pas connu de périodes de chômage tout en

---

3. Selon nous, à cause de la sélection de l'échantillon, leurs résultats souffrent de biais. Voir Baril (1986).

changeant fréquemment d'emploi. De plus, les jeunes Noirs de l'échantillon qui ont les salaires les plus faibles sont ceux qui n'ont connu aucune période de chômage mais qui n'ont pas changé d'emploi plus d'une fois. Becker et Hills émettent donc l'opinion qu'une période de chômage peut permettre aux jeunes de quitter ces emplois de piètre qualité pour en trouver de meilleurs. En ce sens, il se pourrait que le chômage en début de carrière ait certains effets bénéfiques.

Toujours aux États-Unis, Meyer et Wise (1982), Ellwood (1982) et Corcoran (1982) cherchent à départager les effets respectifs des différents canaux de persistance. Les trois études arrivent à des conclusions similaires. Selon ces auteurs, il existe un coût à être sans emploi en début de carrière qui se traduit par un salaire plus faible dans les années subséquentes. Par contre, il ne semble pas exister de dépendance des états, dans le sens que le chômage, en tant que tel, n'entraîne pas le chômage. Cela ne signifie pas pour autant que les jeunes qui travaillent peu en début de carrière n'auront pas une probabilité de travailler moins dans les années subséquentes. En fait, selon Ellwood, les jeunes hommes qui ne poursuivent pas d'études postsecondaires et qui sont en chômage lors de leur première année sur le marché du travail (entre 1965 et 1967) ont deux fois plus de chance d'être à nouveau en chômage dans les années subséquentes (jusqu'en 1975) que ceux qui évitent les périodes de chômage. Mais cet effet semble presque entièrement dû à la persistance des différences individuelles observables et non observables. Cette conclusion est vraie autant pour les jeunes hommes que les jeunes femmes.

Par contre, comme le taux de salaire augmente avec l'expérience, il existe un coût à être sans emploi. Les jeunes qui sont sans emploi en début de carrière obtiennent des salaires plus faibles

par la suite car ils ont acquis moins d'expérience. Selon Ellwood, l'expérience acquise au cours des deuxième, troisième et quatrième années sur le marché du travail tend à faire augmenter les salaires des jeunes hommes de 10 % à 20 %. Corcoran estime que dix ans après la fin des études, une femme qui n'a pas travaillé pendant deux ans obtiendra un salaire horaire inférieur de 3 % à 5 % à celui d'une femme qui a travaillé sans interruption.

Jusqu'ici, les relations existant entre l'emploi présent et l'emploi futur de même qu'entre l'emploi présent et les salaires futurs ont été analysées. Meyer et Wise ont tenté de vérifier s'il existait une relation entre les salaires présents et les salaires futurs. Ils arrivent à la conclusion qu'il n'existe virtuellement pas de relation entre le taux de salaire initial (1972) et le taux de salaire quatre années plus tard.

Baril, Lemelin et Felteau (1986)[4] ont tenté de mesurer, pour un échantillon de jeunes québécois, certains effets de persistance sur le taux de salaire et la probabilité d'occuper un emploi entre 1973 et 1975. En analysant séparément les jeunes hommes et les jeunes femmes, ils découvrent que le fait d'avoir occupé un emploi en 1973 a un impact positif sur la probabilité d'occuper un emploi en 1975, mais seulement pour le groupe des jeunes femmes. Les résultats obtenus indiquent donc que les jeunes hommes ne semblent pas être touchés significativement par des effets de persistance du type de ceux qui ont été décrits.

Ce résultat est étonnant mais l'analyse des auteurs québécois est tout de même limitée comparativement à celle d'Ellwood, par

---

4. Dans la seconde partie de ce document, le lecteur intéressé trouvera le texte de Baril, Lemelin et Felteau.

exemple, surtout à cause du nombre peu élevé d'années d'observation. Ainsi, dans leurs résultats, ils ne peuvent pas faire de distinction entre les effets dus aux caractéristiques personnelles non observables et ceux dus à la dépendance des états. Tout ce qu'ils peuvent conclure, c'est que les effets combinés de ces deux éléments sont faibles. Le fait qu'ils ne mesurent pas de persistance dans les situations d'emploi peut également indiquer à quel point les jeunes hommes sont instables face à l'emploi.

Leurs résultats concernant les taux de salaire sont plus concluants. Ainsi, ils estiment que les premières expériences vécues sur le marché du travail sont déterminantes quant à l'évolution des profils de revenus. Les périodes de chômage font perdre de l'expérience et ainsi retardent l'évolution du taux de salaire. Ces résultats vont dans le même sens que la plupart des études américaines mentionnées.

Bref, il semble que la relation de persistance la plus importante qu'on peut observer est celle existant entre l'emploi passé et les salaires présents. Les études américaines permettent également de constater que les jeunes qui chôment plus souvent et plus longtemps que les autres en début de carrière sont également ceux qui chôment le plus dans les années subséquentes. Cependant, on ne peut établir de relation de cause à effet entre le chômage en début de carrière et le chômage futur. Si les jeunes chôment à leur entrée sur le marché du travail, c'est qu'ils sont défavorisés au niveau de leurs caractéristiques personnelles. S'ils sont encore en chômage quelques années plus tard, c'est qu'ils n'ont apporté aucune modification majeure à leurs caractéristiques.

Synthèse et conclusion

L'objectif principal de ce texte était de faire une synthèse des principaux résultats connus concernant le marché du travail des jeunes. Plusieurs nouveaux résultats spécifiques au Québec ont été présentés. Si diverses tendances permettant de mieux comprendre le marché du travail des jeunes ont pu être dégagées, il reste néanmoins des thèmes peu exploités au Québec et au Canada. On peut penser principalement à l'analyse des déterminants individuels du succès professionnel des jeunes et des conséquences futures du chômage subi en début de carrière.

La raison majeure de cette carence vient de l'absence de données individuelles complètes sur le marché du travail. Pour y remédier, il faudrait qu'au cours des prochaines années, les agences statistiques fédérale et provinciales se consultent pour arriver à mettre sur pied une base de données permettant d'effectuer des études microéconomiques sur le marché du travail. Idéalement, il faudrait que cette base de données soit longitudinale (c'est-à-dire que l'on retrouve les mêmes individus sur plusieurs années). Il s'agit là d'une condition essentielle à l'analyse des conséquences du chômage.

Nonobstant les inconnues face à la compréhension de certains phénomènes, un portrait général du fonctionnement du marché du travail des jeunes a pu être tracé. Ainsi, le premier chapitre a permis de mettre en lumière l'importance de la fréquentation scolaire chez les jeunes de 15 à 24 ans. On y a vu à quel point les décisions de poursuivre des études et d'entrer sur le marché du travail étaient liées. Ainsi, il appert que devant une conjoncture économique difficile, la plupart des jeunes préféreront poursuivre leurs études plutôt que de tenter leur chance sur le marché du travail.

La conjoncture économique joue également un rôle prépondérant dans la détermination du succès professionnel des jeunes. Ainsi, des études québécoises montrent qu'une variation de 1 % du taux de chômage des hommes d'âge mûr est associée à une variation environ deux fois plus grande du taux de chômage des jeunes. L'arrivée massive de jeunes dans la population active est un autre argument souvent avancé pour expliquer la détérioration de la position relative des jeunes sur le marché du travail. Étant donné la baisse du poids démographique des jeunes, il se pourrait que la rareté relative de la jeune main-d'oeuvre améliore sensiblement leur position sur le marché du travail. Le niveau du salaire minimum au Québec a pu également jouer contre les jeunes au cours des dernières années. Plusieurs spécialistes pensent cependant que son impact sur le taux de chômage a été exagéré.

Par le biais de leurs caractéristiques personnelles, les jeunes peuvent aussi influencer leur succès sur le marché du travail. Les jeunes qui ont de meilleurs salaires ou qui décrochent les emplois les plus intéressants sont généralement ceux qui possèdent les caractéristiques individuelles les plus attrayantes pour un employeur; ils ont un meilleur niveau d'éducation, ont acquis un peu d'expérience pendant leurs études, proviennent d'un milieu familial propice à la réussite, ont de bonnes notes scolaires ou ont de grandes aspirations professionnelles.

Certains jeunes semblent ainsi défavorisés par leurs caractéristiques personnelles. Ces jeunes chôment plus souvent et plus longtemps que les autres en début de carrière et dans les années subséquentes. Ils payent surtout le prix du chômage vécu en début de carrière en ayant des salaires plus faibles dans le futur.

En conclusion, si certains facteurs, comme la proportion des jeunes dans la population, annoncent un avenir meilleur, d'autres, comme le niveau de l'activité économique, laissent croire que les jeunes connaîtront toujours des difficultés à s'insérer sur le marché du travail. Il ne faut toutefois pas oublier que le problème du chômage des jeunes n'est qu'un sous-ensemble du problème du chômage au Québec. En ce sens, toute politique visant à favoriser l'emploi au Québec aidera nécessairement les jeunes. Par contre, à moins d'atteindre le plein emploi, les jeunes chômeront toujours plus que leurs aînés simplement parce qu'ils sont de nouveaux arrivants sur le marché du travail.

Bibliographie

BARIL, R., 1986, Construction et estimation d'un modèle du comportement des jeunes sur le marché du travail, Mémoire de maîtrise, Université du Québec à Montréal, 174 p.

BARIL, R., B. Rodidoux et C. Lemelin, 1986, Early Labor Market Experience in Quebec: Determinants and Persistent Effects, Cahier no 8608D, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 48 p.

BECKER, B.E. et S. Hills, 1980, "Teenage Unemployment: Some Evidence of the Long-Run Effects on Wages", Journal of Human Resources, 15(3), pp. 354-372.

BECKER, B.E. et S. Hills, 1981, "Youth Attitudes and Adult Labor Market Activity", Industrial Relations, 20(1), pp. 60-69.

BECKER, B.E. et S. Hills, 1983, "The Long-Run Effects of Job Changes and Unemployment among Male Teenagers", Journal of Human Resources, 18(2), pp. 197-211.

BLAKEMORE, A.E. et S.A. Low, 1983, "A Simultaneous Determination of Post-High School Education Choice and Labor Supply", Quarterly Review of Economics and Business, 23(4), pp. 81-92.

BLAKEMORE, A.E. et S.A. Low, 1984, "The High-School Dropout Decision and Its Wage Consequences", Economics of Education Review, 3(2), pp. 111-119.

BLOOM, D.E. et R.B. Freeman, 1986, The "Youth Problem": Age or Generational Crowding?, Working Paper no 1829, National Bureau of Economic Research, 66 p.

BOOTHBY, D., 1984, "The Continuity of Married Women's Labour Force Participation in Canada", Revue canadienne d'Économique, 27(3), pp. 471-480.

BOOTHBY, D., 1985, Le chômage des jeunes Québécois, Cahier technique no 2, Bureau de la statistique du Québec, 39 p.

BORUS, M.E., 1982, "Willingness to Work among Youth", Journal of Human Resources, 17(4), pp. 581-593.

BOULET, J.-A. et L. Lavallée, 1983, L'évolution des disparités linguistiques de revenus du travail au Canada de 1970 à 1980, Discussion Paper no 245, Conseil économique du Canada, Ottawa.

BREUSCH, T.S. et A.R. Pagan, 1979, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation", Econometrica, 47, pp. 1287-1294.

CLARK, K.B. et L.H. Summers, 1982, "The Dynamics of Youth Unemployment" dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 199-230.

CORCORAN, M., 1982, "The Employment and Wage Consequences of Teenage Women's Nonemployment" dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 391-419.

COUSINEAU, J.M., 1979, Le marché du travail des diplômés universitaires au Québec, Québec, Conseil des universités, 76 p.

DOOLEY, M.D., 1986, "The Overeducated Canadian? Changes in the Relationship among Earnings, Education, and Age for Canadian Men: 1971-81", Revue canadienne d'économique, 19(1), pp. 142-159.

EHRENBERG, R. et D. Sherman, 1985, Employment while in College, Academic Achievement and Post-College Outcomes: A Summary of Results, Working Paper no 1742, National Bureau of Economic Research, 31 p.

ELLWOOD, D.T., 1982, "Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes?" dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 349-385.

FELDSTEIN, M. et D.T. Ellwood, 1982, "Teenage Unemployment: What Is the Problem?", dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 17-33.

FELTEAU, C., 1985, Formulation de critères de fréquentation scolaire et de participation au marché du travail dans le cadre d'un modèle estimable à l'aide de données longitudinales, miméo, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 13 p.

FORTIN, P., 1978, Une évaluation de l'effet de la politique québécoise du salaire minimum sur la production, l'emploi, les prix et la répartition des revenus, Ministère du Travail et de la Main- d'oeuvre, 114 p.

FORTIN, P., 1983, L'aggravation et la concentration du chômage des jeunes au Québec: les faits et les politiques, Cahier 8306, Département de science économique, Université Laval, 42 p.

FRANTZ, R., 1982, "Attitudes and Work Performance among Young Men During the Transition from School to Work", American Economist, 26(1), pp. 43-50.

FREEMAN, R.B., 1982, "Economic Determinants of Geographic and Individual Variation in the Labor Market Position of Young Persons" dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 115-148.

FREEMAN, R.B. et H.J. Helzer, 1986, The Black Youth Employment Crisis, The University of Chicago Press, Chicago, 432 p.

FREEMAN, R.B. et J.L. Medoff, 1982, "The Youth Labor Market Problem in the United States: An Overview" dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 35-74.

GIRARD, M., H. Gauthier et A. Vinet, 1978, Les jeunes Québécois et le travail, Collection Études et Recherches, Office de planification et de développement du Québec, 204 p.

GRENIER, G., 1986, Earnings by Language Group in Quebec in 1980 and Migration Outside Quebec between 1976 and 1981, Cahier no 8602, Université d'Ottawa, 29 p.

GUINDON, D., 1982, "Les sources de la détérioration de la position relative des jeunes et des femmes sur le marché du travail au Québec", L'actualité économique, 58(4), pp. 403-418.

GUSTMAN, A.L. et J.L. Steinmeier, 1981, "The Impact of Wages and Unemployment on Youth Enrollment and Labor Supply", Review of Economics and Statistics, 63, pp. 553-560.

HASAN, A. et P. de Broucker, 1982, Rotation et instabilité d'emploi sur les marchés du travail des jeunes au Canada, texte présenté à l'OCDE, Paris, 45 p.

HECKMAN, J.J., 1981, "Heterogeneity and State Dependence" dans ROSEN, S., Studies in Labor Markets, University of Chicago Press, pp. 91-139.

HECKMAN, J.J., 1974, "Shadow Prices, Market Wages and Labour Supply", Econometrica, 42(4), pp. 679-685.

HECKMAN, J.J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica, 47(1), pp. 153-161.

HECKMAN, J.J. et G.J. Borjas, 1980, "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence", Economica, 47, pp. 247-283.

HOULE, R. et L. Ouellet, 1982, "L'influence des facteurs socio-économiques sur la demande privée d'enseignement universitaire", Revue canadienne d'économique, 15(4), pp. 693-705.

JOHNSON, T.R. et J.H. Pencavel, 1984, "Dynamic Hours of Work Functions for Husbands, Wives and Single Females", Econometrica, 52(2), pp. 363-389.

KALACHEK, E.D., F.Q. Raines et D. Larson, 1979, "The Determination of Labour Supply: A Dynamic Model", Industrial and Labor Relations Review, 33, pp. 367-377.

KLEVMARKEN, R. et J. Quigley, 1976, "Age, Experience, Earnings and Investments in Human Capital", Journal of Political Economy, 84(1), pp. 47-72.

LAFORCE, L., 1982, Banque de données: ASOPE, Laboratoire de recherche en administration et politiques scolaires, Québec, Université Laval, 72 p.

LEMELIN, C., 1984, "Interprétation de la corrélation éducation-revenu", L'actualité économique, 60(2), pp. 223-239.

LEMELIN, C., 1985A, Les jeunes et le marché du travail, Texte soumis à l'Institut québécois de recherche sur la culture à l'occasion d'un colloque sur les jeunes et la société contemporaine, 34 p.

LEMELIN, C., 1985B, L'insertion des jeunes sur le marché du travail, miméo, Département de science économique, Laboratoire de recherche sur l'emploi, la répartition et la sécurité du revenu, Université du Québec à Montréal, 21 p.

LYNCH, L.M., 1985, "State Dependency in Youth Unemployment: A Lost Generation?", Journal of Econometrics, 28, pp. 71-84.

MAYER, F. et P.-M. Roy, 1985, "Aspects dynamiques de la structure du chômage au Québec", L'actualité économique, 61(2), pp. 200-219.

MEYER, R.H. et D.A. Wise, 1982, "High School Preparation and Early Labor Force Experience", dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 277-339.

MINCER, J., 1974, Schooling, Experience and Earnings, National Bureau of Economic Research, New York, 152 p.

MINCER, J. et L. Leighton, 1982, "Labor Turnover and Youth Unemployment", dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 235-267.

NAKAMURA, M. et A. Nakamura, 1985A, "Dynamic Models of the Labor Force Behavior of Married Women which Can Be Estimated Using Limited Amounts of Past Information", Journal of Econometrics, 27, pp. 273-298.

NAKAMURA, M. et A. Nakamura, 1985B, The Second Paycheck: A Socio-Economic Analysis of Earnings, Academic Press, 509 p.

RAELIN, J.A., 1982, "A Comparative Analysis of Female-Male Early Youth Careers", Industrial Relations, 21(2), pp. 231-247.

REES, A., 1986, "An Essay on Youth Joblessness", Journal of Economic Literature, 24(2), pp. 613-628.

REES, A. et W. Gray, 1982, "Family Effects in Youth Employment", dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 453-464.

ROBERGE, P., 1979, Le nombril vert et les oreilles molles: l'entrée des jeunes Québécois dans la vie active dans le second tiers des années 1970, Cahiers d'ASOPE, Volume IV.

ROBIDOUX, B., 1985, L'évaluation des déterminants individuels de l'offre de travail et des salaires des jeunes Québécois en début de carrière à l'aide d'un modèle avec double règle de sélection, Mémoire de maîtrise, Université du Québec à Montréal, 179 p.

ROBIDOUX, B. et C. Lemelin, 1986, Les déterminants de l'offre de travail et des salaires de jeunes québécois hors de l'école: un modèle avec double règle de sélection, Cahier no 8609D, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 50 p.

ROSEN, S., 1977, "Human Capital: A Survey of Empirical Research", dans EHRENBERG, R. (éd), Research in Labor Economics, JAI Press, Volume 1, pp. 3-39.

SÉNAT DU CANADA, 1986, Jeunesse: un plan d'action, Rapport du Comité sénatorial spécial sur la jeunesse, Ottawa, 145 p.

STEVENSON, W., 1978, "The Relationship between Early Work Experience and Future Employability", dans ADAMS, A. et G. Mangum, The Lingering Crisis of Youth Unemployment, Kalamazoo: Upjohn Institute for Empirical Research, pp. 93-124.

SWIDINSKY, R., 1980, "Minimum Wages and Teenage Unemployment", Revue canadienne d'économique, 13(1), pp. 158-171.

THUROW, L.C., 1972, "Education and Economic Equality", Public Interest, pp. 66-81.

THUROW, L.C., 1975, Generating Inequality, Basic Books, New York, 258 p.

THUROW, L.C., 1982, "The Failure of Education as an Economic Strategy", American Economic Review, 72(2), pp. 72-76.

WACHTER, M. et C. Kim, 1982, "Time Series Changes in Youth Joblessness", dans FREEMAN, R.B. et D.A. Wise (éds), The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences, The University of Chicago Press, Chicago, pp. 155-185.

WALDMAN, D.W., 1981, "An Economic Interpretation of Parameter Constraint in a Simultaneous-Equations Model with Limited Dependent Variables", International Economic Review, 22(3), pp. 731-739.

WHITE, H., 1980, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", Econometrica, 48(4), pp. 817-838.

Annexe - Estimations et résultats économétriques[1]

1. Ce texte de Robert Baril, Claude Felteau et Clément Lemelin a été présenté au congrès de la Société canadienne de science économique tenu à Montréal en mai 1986. Les auteurs remercient Francine Mayer et Benoit Robidoux pour leurs commentaires, lors de la préparation de la version finale.

Table des matières

Introduction 69

Chapitre 1
Le cadre théorique 71

Chapitre 2
La banque de données 81

Chapitre 3
Les résultats 85

3.1 Facteurs expliquant la décision de ne pas fréquenter l'école 85
3.2 Facteurs expliquant la décision d'occuper un emploi 87
3.3 Facteurs expliquant la détermination du taux de salaire 91

Conclusion 99

Appendice A
Définition des variables 101

Appendice B
Moyennes et écarts types des variables utilisées 105

Liste des tableaux

1 Déterminants de la probabilité de ne pas fréquenter l'école, coefficients estimés à l'aide de la méthode probit, 1975 86

2 Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi en 1975 étant donné la situation d'emploi en 1973, coefficients estimés à l'aide de la méthode probit 88

3 Déterminants de la probabilité d'occuper en emploi en 1975 pour les jeunes qui occupaient déjà un emploi en 1973, coefficients estimés à l'aide de la méthode probit 92

4 Déterminants du logarithme du taux de salaire, 1975, étant donné la situation d'emploi en 1973, estimations corrigées du problème résultant de la double sélection de l'échantillon 94

5 Déterminants du logarithme du taux de salaire, 1975, pour les jeunes qui avaient un emploi en 1973, estimations corrigées du problème résultant de la double sélection de l'échantillon 95

Figure

1 Cheminement des jeunes de l'échantillon issu de la banque de données ASOPE 82

Introduction

Dire que les jeunes connaissent des difficultés d'insertion au marché du travail relève maintenant de l'évidence. Depuis 1970, le taux de chômage du groupe des 15-24 ans au Québec n'est jamais descendu sous la barre de 10 %, atteignant un sommet de 23,1 % en 1982. L'écart entre le taux de chômage des jeunes et celui de leurs aînés montre également une détérioration de la position relative des jeunes sur le marché du travail entre 1966 et 1982.

Comme le groupe des 25-44 ans se porte beaucoup mieux sur le marché du travail que le groupe des 15-24 ans et que la jeunesse demeure un état transitoire, on peut se demander si les jeunes qui vivent des difficultés d'insertion au marché du travail subiront les conséquences de ces problèmes tout au long de leur vie de travail.

Cette étude s'inscrit dans une démarche visant à fournir quelques éléments de réponse à cette question. À cette fin, on utilise une banque de données permettant d'observer, à deux occasions, des jeunes sur le marché du travail au cours des années 1970. Le caractère longitudinal des données utilisées permet, dans une certaine mesure, d'évaluer l'évolution de l'insertion des jeunes au marché du travail.

Dans le premier chapitre, on présente le cadre théorique qui permet d'analyser la persistance du succès professionnel sur le marché du travail. La description de la banque de données fait l'objet du deuxième chapitre. Le troisième chapitre porte sur les résultats de l'analyse empirique. Le texte se termine par un court résumé.

Chapitre 1 - Le cadre théorique

La persistance du succès professionnel, qui correspond à la corrélation dans le temps entre divers indicateurs de ce succès, ne peut surprendre outre mesure. Ceux qui chôment aujourd'hui risquent plus d'être en chômage l'an prochain que leurs camarades qui ont un emploi; de la même façon, ceux qui touchent aujourd'hui des revenus plus considérables risquent fort de retrouver la même situation dans le futur.

On peut imaginer au moins quatre canaux de transmission de la persistance des expériences vécues sur le marché du travail. (a) Le succès professionnel est déterminé par des caractéristiques personnelles observables, telles que l'éducation, le sexe et la langue, et ces caractéristiques sont souvent les mêmes au cours des deux périodes mises à l'étude. Leurs effets sur le succès professionnel, même s'ils peuvent diminuer dans le temps, demeurent significatifs. (b) Le succès est également affecté par des caractéristiques personnelles non observées, comme la motivation ou l'initiative, qui ne varient guère d'une période à l'autre. On parle alors d'hétérogénéité. (c) Des expériences heureuses ou malheureuses peuvent également avoir, en tant que telles, un impact sur le succès futur. Il s'agit de dépendance des états, qui peut se concrétiser sous différentes formes. Par exemple, il y aura dépendance de fait si les employeurs utilisent, comme critère d'embauche, les expériences passées des individus. (d) Enfin, le succès professionnel est soumis à des chocs qui s'étendent sur des périodes plus ou moins longues: les travailleurs d'une région souffriront pendant deux ou trois ans de la fermeture d'une grande usine. Il y a corrélation dans les séries temporelles[1].

---

1. Heckman et Borjas (1980) présentent une excellente description des principaux canaux de transmission de la persistance. Entre autres, ils présentent quatre types de dépendance des états.

La plupart des études qui traitent de la persistance des situations vécues sur le marché du travail ont surtout tenté de départager les effets respectifs de l'hétérogénéité et de la dépendance des états. L'analyse de données longitudinales permet d'évaluer certains effets de persistance et d'en montrer le mécanisme de transmission. Cependant, pour utiliser les méthodes courantes d'estimation des données longitudinales et, en même temps, exercer un contrôle sur l'hétérogénéité des individus, il faut disposer de beaucoup de renseignements sur les changements des caractéristiques individuelles ainsi que sur les circonstances caractérisant chacune des périodes d'observation. Comme l'information longitudinale dans la banque de données utilisée se limite à deux ou trois périodes et qu'entre ces périodes la plupart des caractéristiques des individus sont fixes, il devenait difficile, voire impossible, de se servir de ces méthodes.

Dans le but de contourner ce type de difficultés, Nakamura et Nakamura (1985A) ont proposé une méthode basée sur une différentiation première des équations du modèle conventionnel de l'offre de travail tel que développé par Heckman (1974). Celle-ci permet de tenir compte des effets fixes (persistants) spécifiques aux individus, tout en n'utilisant qu'un minimum d'information sur leur comportement passé sur le marché du travail. Ce genre de spécification comporte cependant un inconvénient majeur: la différentiation première des équations du modèle de Heckman (1974) entraîne l'élimination de la plupart des variables socio-économiques dont les valeurs restent inchangées au cours de la période d'estimation, telles le sexe, la langue maternelle et le niveau d'éducation. Il serait néanmoins souhaitable d'inclure ces variables au sein des équations à estimer.

Nakamura et Nakamura (1985B) justifient néanmoins l'inclusion de ce type de variables au sein d'équations de comportement en proposant un modèle basé sur l'inertie du comportement des individus sur le marché du travail. Ce modèle emprunte à la version différenciée du modèle conventionnel l'idée que les effets fixes ou persistants spécifiques aux individus sont captés par la variable endogène retardée de l'équation à estimer[2]. Cependant, cette équation n'est pas strictement spécifiée en termes de différence première puisque les vecteurs de variables exogènes contiennent à la fois des variables exprimées en valeur absolue et d'autres exprimées en termes de changement.

Dans le modèle "d'inertie", il est supposé que plusieurs des changements non observables permettant d'expliquer l'évolution des salaires, des heures de travail ou de la participation au marché du travail, sont corrélés avec des caractéristiques individuelles observables à chaque période. Par exemple, les individus qui possèdent un niveau d'éducation élevé peuvent avoir une plus grande probabilité de recevoir de la formation au travail, augmentant ainsi la probabilité que s'accroissent leurs salaires. Ainsi, des variables non différenciées, comme l'éducation et le sexe, sont incluses dans une tentative de tenir compte, dans un sens approximatif, des changements non observables d'une année à l'autre dans les expériences vécues et dans les caractéristiques des individus.

---

2. Il est néanmoins possible de justifier l'inclusion de variables dont le niveau reste inchangé au cours de la période d'observation en invoquant la possibilité d'interactions entre ces variables et l'âge de l'individu ou son expérience au sein du marché du travail. Par exemple, s'il existe un effet d'interaction entre l'éducation et l'âge, la forme finale d'une équation de la détermination du taux de salaire obtenue par différentiation première d'une équation conventionnelle inclura la variable d'éducation. Nakamura et Nakamura (1985A) réussissent ainsi, sans autre justification, à inclure les variables qui autrement auraient été éliminées par la différentiation première.

L'analyse de Nakamura et Nakamura (1985B) porte surtout sur l'offre de travail des femmes mariées. La présente étude s'appuie sur les travaux de Felteau (1985) qui intègre à cette analyse certains éléments d'un modèle développé par Waldman (1981) pour représenter de façon plus précise le comportement des jeunes.

Dans le modèle présenté ici, la décision de travailler à la période courante dépend de l'état sur le marché du travail à la période précédente ainsi que d'un certain nombre de variables exogènes. On suppose ainsi que le comportement présent dépend, en partie, du comportement passé. De la même façon, le taux de salaire présent dépend du taux de salaire de la période précédente, ainsi que d'un ensemble de variables exogènes.

Le logarithme du taux de salaire d'un membre de notre échantillon est donné par:

$$\ln w_m = \beta_0 + \beta_1 w_{m,-1} + \beta_2 X_m + \eta_m \qquad (1)$$

où X_m est le vecteur des variables exogènes déterminant le taux de salaire w_m et η_m est le terme d'erreur. Le terme $\beta_1 w_{m,-1}$ est supposé capter les effets de persistance ou effets fixes spécifiques aux individus qui travaillaient l'année précédente[3]. Ce terme doit ainsi capter certaines réalités institutionnelles. Prenons l'exemple d'un jeune qui se trouve un emploi dès son entrée sur le marché du travail. S'il conserve le même emploi, il risque, après deux ans, d'avoir, à peu de choses près, le même salaire réel. Par contre, s'il décroche un nouvel emploi, le jeune peut anticiper

---

3. Comme celui de Nakamura et Nakamura (1985B), le présent modèle utilise le taux de salaire retardé plutôt que le logarithme de celui-ci. Il semble que cela ait peu d'effet sur la valeur des coefficients. Pour d'autres exemples d'études qui utilisent une variable endogène retardée comme variable explicative, on pourra consulter les travaux de Johnson et Pencavel (1984) et de Kalachek, Raines et Larson (1979).

recevoir au moins le même taux de salaire que celui associé à son emploi précédent. Les employeurs potentiels, notamment, cherchent fréquemment de l'information sur le taux de salaire que le postulant avait dans son emploi précédent afin de formuler une offre salariale.

L'équation (1) constitue en quelque sorte l'équation théorique de base. Le vecteur X_m est en partie défini à partir de la théorie de l'investissement en capital humain. Des variables indiquant les niveaux d'éducation et d'expérience constituent donc les éléments fondamentaux du vecteur X_m. D'autres variables sont insérées dans l'équation des salaires de façon à capter des effets conjoncturels et régionaux de même que les caractéristiques personnelles ou familiales du jeune travailleur[4].

Si l'équation (1) était estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), les coefficients seraient non convergents à cause de biais de sélection. En effet, à l'intérieur de la population cible, certains jeunes travaillent, d'autres vont à l'école et quelques-uns sont inactifs. Dans le cas présent, la sélection est double. Premièrement, le taux de salaire des jeunes qui sont sur le marché du travail mais qui n'ont pas d'emploi n'est pas observé. Deuxièmement, pour les jeunes qui sont à l'école, il n'est pas possible d'observer la variable qu'il faut expliquer.

On peut généraliser, au cas où il y a deux types de sélection, la méthode proposée par Heckman (1979) pour corriger les biais de sélection. Il s'agit, dans un premier temps, de spécifier les

---

4. Les variables utilisées sont définies à l'appendice A.

règles de sélection et d'estimer les coefficients d'un modèle d'appartenance à l'échantillon à l'aide de la méthode probit. À partir des résultats de cette estimation, il est possible de calculer, pour chacun des critères, la non-fréquentation scolaire et l'occupation d'un emploi, une variable - l'inverse du rapport de Mills - qui est corrélée avec la probabilité que chaque observation apparaisse au sein de l'échantillon et dont l'insertion dans l'équation principale permet de faire en sorte que la nouvelle distribution du terme aléatoire soit à nouveau centrée sur zéro. Finalement, il reste à estimer l'équation principale à l'aide des MCO en y incluant les termes de correction calculés à l'aide de la méthode probit. En quelque sorte, ces termes sont inclus dans l'équation à estimer dans le but de capter des corrélations possibles entre, d'une part, les facteurs non observables affectant les décisions de travailler et de ne pas fréquenter l'école et, d'autre part, les facteurs non observables affectant le taux de salaire.

La présence de deux règles de sélection dans le modèle laisse planer la possibilité qu'elles aient certains liens de dépendance entre elles[5]. Il est supposé ici qu'elles sont indépendantes; chacune des règles de sélection sera donc présentée séparément[6].

Dans un contexte statique, un agent économique participe au marché du travail si le salaire qui lui est offert sur le marché est supérieur au salaire à partir duquel il est prêt à travailler. Ce dernier est équivalent au taux marginal de substitution entre les biens de consommation et le loisir évalué lorsque les heures travaillées sont nulles en l'absence de coûts fixes associés à la participation. Waldman (1981) a imaginé un critère de fréquentation scolaire qui s'appuie sur le même principe. En effet, il

---

5. Pour une revue des principaux modèles à double règle de sélection, on peut consulter Robidoux (1985, chapitre 4).

6. La possibilité que ces deux règles soient corrélées entre elles est examinée dans Baril (1986).

postule que le jeune fréquentera l'école si la valeur présente de l'investissement en éducation, évaluée sur une base horaire, est supérieure à un taux marginal de substitution de même nature puisque le travail et l'investissement en capital humain utilisent la même ressource rare, le temps de l'individu.

Dans un contexte dynamique et afin de tenir compte de l'information passée, Nakamura et Nakamura (1985B) dérivent un critère de participation au marché du travail équivalent à l'inégalité suivante[7]:

$$w_m - w_{m,-1} > (w^*(0;s) - w^*_{-1}(0;s_{-1})) - (w_{m,-1} - w^*_{-1}(0;s_{-1})) \qquad (2)$$

où w_m et $w_{m,-1}$ représentent les salaires de marché aux périodes courante et précédente respectivement, $w^*(0;s)$ et $w^*_{-1}(0;s_{-1})$ les taux marginaux de substitution entre les biens de consommation et le loisir de la période courante et de la période précédente respectivement, évalués lorsque les heures travaillées sont nulles ($h=0$) et lorsque les heures de fréquentation scolaire ne sont pas contraintes ($s\geq 0$). Le critère s'interprète de la façon suivante: pour qu'un individu qui travaillait à la période précédente ($w_{m,-1} > w^*_{-1}(0;s_{-1})$ était alors satisfait) continue à travailler à la période courante ($w_m > w^*(0;s)$ doit être satisfait), toute augmentation dans le salaire offert (mesurée par $w_m - w_{m,-1}$) doit être plus grande que toute augmentation dans le salaire de réserve évalué lorsque les heures travaillées sont nulles (mesurée par $w^*(0;s) - w^*_{-1}(0;s_{-1})$) moins le montant par lequel $w_{m,-1}$ excède w^*_{-1}. Par ailleurs, si une personne ne travaillait pas à la période

---

7. Baril (1986) présente la dérivation complète de ce critère.

précédente, la différence entre les deux taux de salaire du marché doit être supérieure à $((w^*(0;s) - w^*_{-1}(0;s_{-1})) + (w^*_{-1}(0;s_{-1}) - w_{m,-1}))$ pour qu'elle travaille à la période courante.

Le critère de fréquentation scolaire peut être obtenu de la même façon et s'écrit:

$$w_s - w_{s,-1} > (w^*(h;0) - w^*_{-1}(h_{-1};0)) - (w_{s,-1} - w^*_{-1}(h_{-1};0)) \qquad (3)$$

où w_s et $w_{s,-1}$ désignent les valeurs présentes d'une heure d'investissement en éducation, évaluées sur une base horaire à la période courante et à la période précédente respectivement; $w^*(h;0)$ et $w^*_{-1}(h_{-1};0)$ représentent les taux marginaux de substitution entre les biens de consommation et le loisir de la période courante et de la période précédente respectivement, alors que les heures travaillées ne sont pas contraintes ($h>0$) et que les heures de fréquentation scolaire sont nulles ($s=0$).

Sur la base de ces critères, on peut spécifier un modèle décrivant les décisions de travailler et de ne pas fréquenter l'école, c'est-à-dire de la probabilité de se retrouver dans l'échantillon sélectionné. Ainsi, la probabilité qu'une personne qui travaillait à la période précédente travaille également à la période courante peut être spécifiée comme:

$$P(h>0) = F(\phi') \qquad (4)$$

où F représente la fonction de densité de probabilité normale cumulée,

$$\phi' = \delta_0 + \delta_1 X_m + \delta_2 X_s + \delta_3 X + \delta_4 h_{-1} + \delta_5 w_{m,-1} \qquad (5)$$

et X_m, X_s et X sont des vecteurs de variables exogènes qui affectent respectivement le taux de salaire du marché, le rendement associé à chaque heure allouée à l'école et le salaire de réserve (taux marginal de substitution entre les biens de consommation et le temps de loisir évalué lorsque les heures travaillées sont nulles).

De la même façon, la probabilité qu'un individu qui allait à l'école à la dernière période n'aille pas à l'école à la période courante peut s'écrire:

$$P(s=0) = 1-F(\phi'') \qquad (6)$$

où:

$$\phi'' = \gamma_0 + \gamma_1 X_m + \gamma_2 X_s + \gamma_3 X + \gamma_4 s_{-1} \qquad (7)$$

et s_{-1} représente le nombre d'heures de fréquentation scolaire à la période précédente.

Il reste à spécifier à nouveau l'équation de détermination du taux de salaire en tenant compte, cette fois, de la double sélection de l'échantillon. Ainsi, l'équation (1) de la détermination du taux de salaire s'écrit maintenant:

$$\ln w_m = \beta_0 + \beta_1 w_{m,-1} + \beta_2 X_m + \beta_3 \lambda' + \beta_4 \lambda'' + V \qquad (8)$$

où:

$$\lambda' = f(\phi')/F(\phi')$$

$$\lambda'' = f(\phi'')/1-F(\phi'') \qquad (9)$$

et f représente la fonction de densité de probabilité de la distribution normale centrée réduite. Une valeur estimée de λ' et de λ'' peut être obtenue pour chaque individu en utilisant la méthode probit pour estimer les coefficients de ϕ' et de ϕ'' dans les équations (5) et (7).

Le modèle théorique tel que construit par Nakamura et Nakamura (1985A, 1985B) permet d'effectuer des estimations séparées pour les gens qui travaillaient à la période précédente et ceux qui ne travaillaient pas à la période précédente. Pour ces derniers, le coefficient associé à la variable endogène retardée a une valeur imposée nulle. Boothby (1984) utilise la même stratégie d'estimation.

Idéalement, il aurait fallu procéder de la même façon. Cependant, la petitesse de l'échantillon utilisé ne permet pas une telle liberté d'action. Les équations de la détermination du taux de salaire et celles de la décision d'occuper un emploi seront d'abord estimées à partir des observations de l'ensemble des jeunes qui ont un emploi lors de la deuxième période, peu importe leur situation d'emploi lors de la première, et, ensuite, à partir des observations de l'ensemble des jeunes qui ont un emploi lors des deux périodes[8].

---

8. L'équation de la décision de ne pas fréquenter l'école lors de la deuxième période a été estimée pour l'ensemble de l'échantillon. Puisque dans la banque de données tous les jeunes qui sont à l'école en 1975 l'étaient également en 1973, il s'avérait impossible de tenir compte du comportement passé. Pour plus de détails sur le sujet, voir Baril (1986).

Chapitre 2 - La banque de données

L'échantillon utilisé pour les estimations est issu de la banque de données ASOPE (Aspirations scolaires et orientations professionnelles des étudiants) qui fournit de l'information sur près de 20 000 jeunes québécois de 1972 à 1977. Lors de la première année, la cueillette des données s'est faite par questionnaire distribué dans les écoles[1] alors que pour les années subséquentes les jeunes recevaient un questionnaire par la poste[2].

La figure 1 donne un aperçu du cheminement des jeunes de l'échantillon issu de la banque de données ASOPE. On peut constater qu'il existe de l'information longitudinale pour 581 individus qui se trouvent sur le marché du travail[3]. Pour ces jeunes, il est possible de recueillir de l'information sur leurs caractéristiques en 1972, en 1973 et en 1975. Les 2 110 jeunes qui sont à l'école en 1975 constituent l'autre groupe cible d'importance. En effet, ces jeunes font partie de l'échantillon qui servira à estimer l'équation de fréquentation scolaire[4].

---

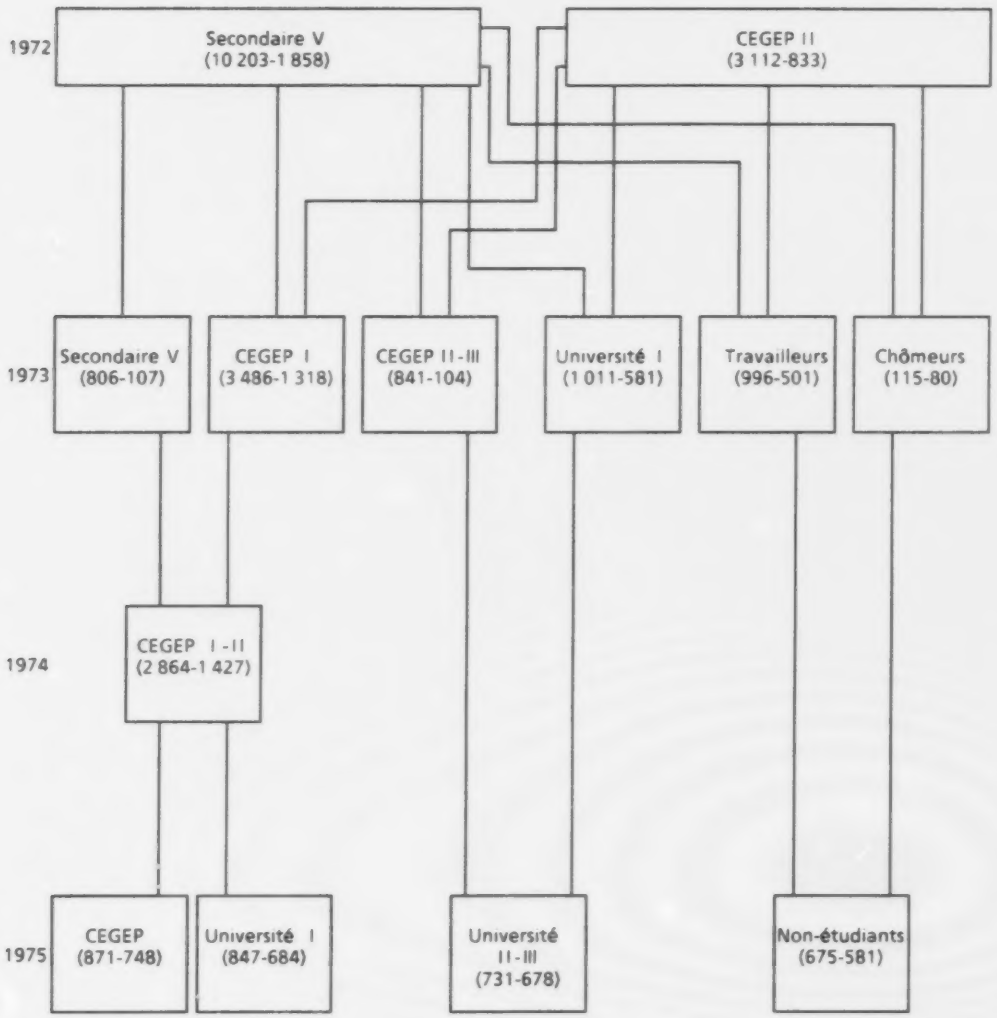
1. Il faut noter que la première enquête a été effectuée en 1972 dans 121 écoles et collèges de façon à surreprésenter les jeunes anglophones.

2. Le texte de Laforce (1982) décrit très bien l'ensemble du projet ASOPE.

3. Il a fallu tenir compte d'un problème de valeurs manquantes. La stratégie d'imputation des données manquantes adoptée a permis de conserver une centaine d'individus de plus sur le marché du travail que si tous les dossiers contenant des valeurs manquantes avaient été éliminés. Dans l'échantillon des jeunes qui sont à l'école, tous les dossiers contenant des données manquantes ont été éliminés. Pour plus de détails sur le sujet, voir Baril (1986, chapitre 4).

4. Il faut également noter la présence d'un problème de perte d'observations au cours du temps (attrition), donc d'auto-élimination probablement non aléatoire d'individus faisant initialement partie de l'échantillon.

Figure 1
Cheminement des jeunes de l'échantillon issu de la banque de données ASOPE



Note: Le premier chiffre entre parenthèses représente le nombre d'individus qui composait initialement la banque de données ASOPE.
Le deuxième chiffre est le nombre d'individus que nous avons conservé.

L'enquête ASOPE constitue une source de renseignements unique sur les jeunes québécois encore à l'école en 1972 ainsi que sur leur cheminement à l'école ou leur insertion dans le marché du travail au cours des années subséquentes.

Pour les fins de l'étude, ces renseignements peuvent être regroupés en six blocs: variables de succès professionnel sur le marché du travail, caractéristiques personnelles, variables d'éducation, variables d'expérience, milieu familial et variables régionales. Dans l'appendice A, on trouvera la définition de chacune des variables utilisées dans ce texte et, dans l'appendice B, les moyennes et écarts types de la plupart de ces variables.

On aura compris que l'évaluation des déterminants du salaire des jeunes québécois en 1975 requiert au préalable l'identification des facteurs qui déterminent la décision de ne pas fréquenter l'école et celle d'occuper un emploi[1]. Les résultats impliquent donc l'estimation non pas d'une mais de trois équations.

3.1 FACTEURS EXPLIQUANT LA DÉCISION DE NE PAS FRÉQUENTER L'ÉCOLE

Les résultats de l'estimation des coefficients de l'équation de l'abandon scolaire sont présentés au tableau 1. Parce que l'objectif de l'étude consiste en l'évaluation des déterminants du succès professionnel, les résultats de l'estimation de cette équation, malgré le fait qu'ils s'avèrent fort intéressants, seront analysés rapidement.

La plupart des variables utilisées semblent influencer significativement la décision de quitter l'école. Les filles ont une plus forte probabilité de quitter l'école; n'oublions pas que les membres des deux cohortes étaient à la fin ou tout près de la fin d'un cycle d'études. Les francophones, tout comme ceux qui nourrissaient de plus grandes aspirations professionnelles, ont une plus forte probabilité de poursuivre leurs études, toutes choses égales par ailleurs. Des résultats scolaires plus faibles et une

1. Dans la mesure où l'individu fait face à certaines contraintes de disponibilité des emplois sur le marché du travail, l'équation de la décision d'occuper un emploi (dérivée de la théorie de l'offre de travail en l'absence de rationnement) en est une en fait de "détention" d'un emploi qui est la résultante de considérations relatives à la demande et à l'offre de travail.

Tableau 1
Déterminants de la probabilité de ne pas fréquenter l'école, coefficients estimés à l'aide de la méthode probit, 1975[1] [2] [3]

Variables	Tous (N=2 691)	Hommes (N=1 345)	Femmes (N=1 346)
CONSTANTE	-.51594	-.43502	-1.0016*
	(.48644)	(.66450)	(.74091)
SEXE	-.28213***	-	-
	(.68291E-1)	-	-
FRAN	-.35934***	-.31898***	-.40886***
	(.85916E-1)	(.12325)	(.12465)
ASPIRATION	-.22365E-3***	-.19734E-3***	-.25997E-3***
	(.28679E-4)	(.37330E-4)	(.46559E-4)
RES1	-.29736***	-.40454***	-.28981***
	(.75099E-1)	(.12036)	(.10137)
RES3	.88968***	.94493***	.77951***
	(.13493)	(.16672)	(.23837)
SECPRO	1.6631***	1.4447	1.8054***
	(18.135)	(.14575)	(.12357)
COLGEN	.44565***	.63737***	.28427***
	(.82927E-1)	(.11856)	(.12192)
COLPRO	1.5538***	1.6256***	1.6497***
	(.17811)	(.23540)	(.28874)
PRIVE	.94014E-1	-.39761***	.52363***
	(.96460E-1)	(.15133)	(.13755)
XETE	.13849***	.10443	.27148***
	(.74280E-1)	(.12013)	(.98903E-1)
XETUDE	.23805***	.33395***	.11655
	(.72579E-1)	(.99638E-1)	(.11001)
EDUCP1	.10197	-.11450	.30625***
	(.81075E-1)	(.11948)	(.11557)
EDUCP3	-.16645*	-.16708	-.18489
	(.10001)	(.14388)	(.14308)
EDUCM1	.70637E-1	.60062E-1	.79886E-1
	(.75820E-1)	(.11053)	(.10768)
EDUCM3	-.16388*	-.14070	-.14939
	(.10602)	(.16301)	(.14477)
PROF	-.66941E-4***	-.93971E-4***	-.33919E-4
	(.25081E-4)	(.36041E-4)	(.36321E-4)
PROP	-.17586***	-.63223E-1	-.26179*
	(.80581E-1)	(.11942)	(.11339)
MERET	.10632*	.18378*	.27294E-1
	(.75028E-1)	(.10932)	(.10698)
PEREC	.34886E-1	.42414E-1	.16158E-1
	(.90609E-1)	(.12775)	(.13300)
MONO	.20001**	.35662**	.11389
	(.11265)	(.16128)	(.16298)
ENFANT	.48445E-1***	.62303E-1**	.36228E-1*
	(.17975E-1)	(.26345E-1)	(.25599E-1)
URBAIN	.23054E-1	-.12062	.86492E-1
	(.10167)	(.15022)	(.14331)
RURAL	.48840E-1	.11925E-1	.74347E-1
	(.10819)	(.16003)	(.15158)
U75	-2.7766**	-3.8698*	-2.0240
	(1.5342)	(2.2958)	(2.1269)
WM75	.26833***	.21041*	.37651***
	(.98793E-1)	(.13934)	(.14624)
$\bar{R}^2$(MCO)	.32955	.26956	.38563
DEGRÉ DE PRÉDICTION[4]	84,58 %	84,98 %	85,22 %
LOG VRAISEMBLANCE	-969.39	-458.10	-486.80

1. La variable dépendante est définie comme suit:
   1 : si le jeune ne fréquentait pas à temps plein une institution scolaire en 1975.
   0 : autrement.
2. L'écart type asymptotique est entre parenthèses.
3. ***: significatif à un niveau de confiance de 5 %.
   ** : significatif à un niveau de confiance de 10 %.
   * : significatif à un niveau de confiance de 20 %.
4. Le degré de prédiction est égal au nombre de prédictions correctes en pourcentage du nombre d'observations.

inscription dans un programme d'études professionnelles sont associés à une plus forte probabilité de quitter l'école; le contraire eût été surprenant! On remarquera également que le travail des étudiants, pendant l'année scolaire ou au cours des périodes d'été, est annonciateur d'une décision de ne plus fréquenter l'école. Le milieu familial joue également un rôle important: des parents plus instruits, des parents propriétaires plutôt que locataires, des pères dont la profession est plus prestigieuse ou qui chôment moins et un nombre plus faible de frères et soeurs sont tous des facteurs qui apparaissent favorables à la poursuite des études. Dans un sens, l'éducation est un bien normal. On aura également remarqué que les enfants de famille monoparentale ou les enfants d'une mère qui travaille ont une probabilité plus forte de quitter l'école. Enfin, les résultats apportent également des arguments à ceux qui pensent que le manque à gagner est un coût important de l'éducation: on quitte moins l'école dans les régions où le chômage est élevé et où les salaires sont bas.

3.2 FACTEURS EXPLIQUANT LA DÉCISION D'OCCUPER UN EMPLOI

L'estimation des coefficients de l'équation de la décision d'occuper un emploi (équation (5)) représente une étape dans le processus de correction du biais de sélection dû à la non-observation du taux de salaire des jeunes qui n'ont pas d'emploi. Deux équations sont estimées. La première est estimée par la méthode probit conventionnelle pour l'ensemble des jeunes qui se trouvent sur le marché du travail. Comme le taux de salaire et le nombre d'heures travaillées des jeunes qui n'avaient pas d'emploi en 1973 ne sont pas observés, une variable dichotomique, en l'occurrence Y2W, est utilisée; elle mesure le fait d'occuper ou pas un emploi en 1973. C'est cette variable qui devrait capter les effets de persistance. Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation.

Tableau 2
Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi en 1975 étant donné la situation d'emploi en 1973, coefficients estimés à l'aide de la méthode probit[1] [2] [3]

Variables	Tous (N= 581)	Hommes (N= 247)	Femmes (N= 334)
CONSTANTE	-4.6377***	-4.5497***	-6.3187***
	(1.1852)	(1.8895)	(2.1452)
SEXE	-.15806	-	-
	(.17772)		
FRAN	-.45286E-1	.35016E-1	-.20343E-1
	(.22674)	(.36783)	(.31914)
ASPIRATION	.22870E-4	-.20729E-4	.38943E-4
	(.68676E-4)	(.99492E-4)	(.11562E-3)
RES1	.45282**	.26216	.62480**
	(.22663)	(.42823)	(.31459)
RES3	.26932E-1	-.86321E-1	.45345E-2
	(.26620)	(.36453)	(.55879)
EDUC1	.38624	.62338	.18604
	(.48076)	(.82383)	(.71052)
EDUC3	-.27992	.60560	-.29809
	(.40147)	(.73933)	(.65858)
EDUC4	2.6047	3.5894	3.2408
	(10.708)	(30.425)	(28.757)
SECPRO	-.24307	-.30884	-.28874
	(.20438)	(.33144)	(.29414)
COLGEN	.54730	.68032	.10994E-1
	(.51709)	(.91946)	(.74780)
COLPRO	1.3421**	.48475	3.0715
	(.77575)	(1.1959)	(27.145)
PRIVE	.93339E-1	4.6136	-.10218
	(.27699)	(31.586)	(.32290)
DIFEXP	.15935***	.15947***	.17948***
	(.16320E-1)	(.33140E-1)	(.22874E-1)
XETE	-.35500**	-.16871	-.41158*
	(.18919)	(.33733)	(.25390)
XETUDE	.35156**	.46851*	.24677
	(.19082)	(.29296)	(.28798)
Y2W	.20381	.16532	.47646*
	(.23196)	(.42126)	(.32248)
CHOP1	-.35796*	-.45383	-.35558
	(.24577)	(.39386)	(.35780)
CHOP2	.26152	.85744E-1	.78828*
	(.28955)	(.42374)	(.47363)
MERET	.38375**	.37406	.50922
	(.20788)	(.36822)	(.28336)
PROP	.25255	.58506*	.24160
	(.19664)	(.36126)	(.27782)
MONO	.85226E-1	-.19134	.39074
	(.28004)	(.44559)	(.42761)
ENFANT	-.37746E-1	-.31158E-1	-.52078E-1
	(.42223E-1)	(.75423E-1)	(.61597E-1)
URBAIN	.36339*	.52832	.32674
	(.24354)	(.41584)	(.34985)
RURAL	.54940***	.30909	.86048***
	(.25157)	(.42005)	(.37884)
DIFFU	-4.3882	-25.386**	9.3112
	(8.9606)	(14.738)	(12.837)
DIFFWM	1.5122**	1.0820	2.5623**
	(.86541)	(1.3380)	(1.4775)
$\bar{R}^2$(MCO)	.31942	.20229	.38884
DEGRÉ DE PRÉDICTION[4]	88,81 %	89,07 %	89,52 %
LOG VRAISEMBLANCE	-161.60	- 62.712	- 82.888

1. La variable dépendante est définie comme suit:
   1 : si le jeune occupait un emploi en 1975.
   0 : autrement.
2. L'écart type asymptotique est entre parenthèses.
3. ***: significatif à un niveau de confiance de 5 %.
   ** : significatif à un niveau de confiance de 10 %.
   * : significatif à un niveau de confiance de 20 %.
4. Le degré de prédiction est égal au nombre de prédictions correctes en pourcentage du nombre d'observations.

Les variables qui semblent avoir le plus d'impact sur la décision d'occuper un emploi en 1975, étant donné la situation d'emploi en 1973, ont rapport au marché du travail. Ainsi, l'augmentation du stock de capital humain associé à l'expérience entre 1973 et 1975 a un effet positif significatif sur la décision d'occuper un emploi en 1975. Sauf pour les jeunes femmes, il en est de même pour l'expérience acquise pendant les études. De façon étonnante, l'expérience acquise au cours d'un travail d'été a un impact négatif significatif sur la décision d'occuper un emploi, sauf pour les jeunes hommes. Une analyse sommaire de la distribution des réponses indique que la plupart des jeunes femmes qui ont un emploi en 1975 n'ont pas occupé d'emploi d'été alors qu'elles étaient étudiantes. Pour les jeunes hommes, le contraire est vérifié.

Le fait d'avoir occupé un emploi en 1973 a un impact positif significatif sur la décision d'occuper un emploi en 1975, mais pour le groupe des jeunes femmes seulement. Les résultats obtenus indiquent donc que les jeunes hommes ne semblent pas être touchés significativement par des effets de persistance.

Ce résultat est étonnant. Ellwood (1982) montre que les jeunes hommes qui ne poursuivent pas d'études postsecondaires et qui sont en chômage lors de leur première année sur le marché du travail ont deux fois plus de chances d'être à nouveau en chômage dans les années subséquentes que ceux qui évitent les périodes de chômage. Cependant, cet effet semble être entièrement dû à la persistance des différences individuelles, observables et non observables.

Comme un contrôle n'est exercé que sur les caractéristiques individuelles observables, on doit déduire que les effets de persistance dus à l'hétérogénéité et à la dépendance des états sont

faibles. Le fait qu'il ne semble pas y avoir de persistance dans les situations d'emploi est un reflet de l'instabilité des jeunes hommes face à l'emploi.

En général, les variables reliées à l'éducation apparaissent peu significatives. Des résultats scolaires supérieurs à la moyenne semblent avoir un impact favorable sur l'emploi en 1975 et il pourrait en être de même pour une inscription au collège, surtout dans un programme professionnel.

Le rôle du milieu familial n'apparaît guère plus important. Il se pourrait que les jeunes éprouvent des difficultés à l'emploi quand leur père passe de l'état de travailleur à celui de chômeur. Un mouvement inverse serait accompagné d'une plus grande probabilité d'occuper un emploi, surtout chez les filles. Enfin, le fait que la mère soit au départ de l'enquête une travailleuse est annonciateur d'une probabilité plus forte d'avoir un emploi en 1975.

Quant aux variables régionales, elles laissent entendre que ce sont les jeunes issus d'une agglomération mi-urbaine qui s'en tirent le moins bien. De plus, la probabilité d'avoir un emploi s'accroît quand un garçon habite une région dans laquelle le taux de chômage a diminué; cette probabilité s'accroît également chez les filles qui habitent une région à l'intérieur de laquelle le taux de salaire a augmenté.

L'équation (5) a été estimée à nouveau à l'aide de la méthode probit en utilisant cette fois l'échantillon des jeunes qui occupaient un emploi en 1973. Pour ce faire, Y2W a été remplacée par deux variables, le taux de salaire nominal et le nombre d'heures

travaillées au cours de la semaine de référence en 1973. Les résultats obtenus pour l'ensemble des jeunes qui occupaient un emploi en 1973 ne diffèrent pas tellement, comme le montrent les tableaux 2 et 3. On peut se contenter de noter que les anciens élèves du secteur professionnel de l'école secondaire ont une plus faible probabilité d'avoir un emploi.

Les deux nouvelles variables peuvent être considérées comme des mesures d'attachement au marché du travail. Or, le nombre d'heures travaillées et le taux de salaire observé en 1973 ne semblent pas avoir d'impact significatif sur la probabilité d'occuper un emploi en 1975, à l'exception possible du taux de salaire pour les jeunes filles.

Au total, les deux régressions effectuées indiquent donc que les variables reflétant la situation personnelle du jeune sur le marché du travail en 1973 ont peu d'influence sur la décision d'occuper un emploi en 1975, les jeunes filles semblant être un peu plus sensibles à ces variables. Ces résultats peuvent traduire une certaine instabilité face au marché du travail chez les jeunes.

3.3 FACTEURS EXPLIQUANT LA DÉTERMINATION DU TAUX DE SALAIRE

L'analyse des facteurs déterminant le taux de salaire est faite en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires tout en tenant compte de la double sélection de l'échantillon à l'aide de la méthode développée par Heckman (1979).

Tableau 3
Déterminants de la probabilité d'occuper un emploi en 1975 pour les jeunes qui occupaient déjà un emploi en 1973, coefficients estimés à l'aide de la méthode probit[1 2 3]

Variables	Tous (N= 509)	Hommes (N= 219)	Femmes (N= 290)
CONSTANTE	-3.8725***	-4.1734**	-8.7813***
	(1.4334)	(2.4167)	(3.4877)
SEXE	-.16676	-	-
	(.21533)		
FRAN	-.10335	-.38238	.14596
	(.25468)	(.52457)	(.34392)
ASPIRATION	-.27676E-4	-.49846E-4	-.63371E-5
	(.77961E-4)	(.11646E-3)	(.13637E-3)
RES1	.31643*	.96591E-1	.50956*
	(.23463)	(.47827)	(.34209)
RES3	-.12102	-.18325	-.19838
	(.30294)	(.42250)	(.77347)
EDUC1	.35942	.63269	-.89331E-1
	(.52544)	(.93917)	(.81904)
EDUC3	-.31797	.84853	-.38727
	(.43877)	(1.0171)	(.68100)
EDUC4	2.6409	3.5488	3.2617
	(11.000)	(19.897)	(28.490)
SECPRO	-.41794**	-.37305	-.59342*
	(.23245)	(.39612)	(.35122)
COLGEN	.47167	.89688	-.47709)
	(.58092)	(1.0849)	(.91059)
COLPRO	.67085	-.75018	2.7299
	(.77009)	(1.3752)	(26.570)
PRIVE	.23887	6.1275	-.16309
	(.30863)	(29.325)	(.37823)
DIFEXP	.16797***	.20463***	.19242***
	(.19153E-1)	(.43688E-1)	(.27925E-1)
XETE	-.32756*	-.27764	-.19591
	(.20972)	(.39932)	(.29086)
XETUDE	.29756*	.17291	.28531
	(.20500)	(.33478)	(.31871)
W	.56873E-1	-.47421E-1	.57213**
	(.14716)	(.20961)	(.30016)
HEULAG	-.43781E-2	.10661E-3	.16414E-2
	(.13726E-1)	(.20842E-1)	(.21963E-1)
CHOP1	-.43228*	-.38330	-.52098
	(.27422)	(.46645)	(.41336)
CHOP2	-.96329E-3	-.95191E-1	.58722
	(.30746)	(.45230)	(.58931)
MERET	.35587*	.51605	.43315*
	(.22885)	(.42828)	(.32480)
PROP	.88719E-1	.59470*	-.22946E-1
	(.21860)	(.43699)	(.32333)
MONO	.26879	-.26685E-1	.68228
	(.33112)	(.54061)	(.52750)
URBAIN	.33904	.69776**	.28254E-1
	(.26452)	(.48457)	(.40297)
RURAL	.47218**	.21524	.85539**
	(.27356)	(.44266)	(.47498)
DIFFU	-2.2133	-17.272	3.3456
	(10.242)	(17.959)	(15.537)
DIFFW	1.2736	.52023	4.5463
	(.97980)	(1.5685)	(2.6740)
$\bar{R}^2$(MCO)	.26845	.19840	.31775
DEGRÉ DE PRÉDICTION[4]	89,00 %	89,04 %	90,69 %
LOG VRAISEMBLANCE	-132.44	- 49.869	- 63.3034

1. La variable dépendante est définie comme suit:
   1 : si le jeune occupait en emploi en 1975.
   0 : autrement.
2. L'écart type asymptotique est entre parenthèses.
3. ***: significatif à un niveau de confiance de 5 %.
   ** : significatif à un niveau de confiance de 10 %.
   * : significatif à un niveau de confiance de 20 %.
4. Le degré de prédiction est égal au nombre de prédictions correctes en pourcentage du nombre d'observations.

L'équation de la détermination du taux de salaire (équation (8)) a été estimée deux fois. La première estimation a été réalisée à l'aide de l'échantillon des jeunes qui occupaient un emploi en 1975. L'inverse du rapport de Mills associé à la sélection due à la participation au marché du travail a été calculé à partir des résultats de l'analyse probit présentés au tableau 2.

Comme le taux de salaire des jeunes qui ne travaillaient pas en 1973 n'est pas observé, la variable WLAG a été créée. Elle est obtenue en multipliant le taux de salaire nominal[2] en 1973 par la variable dichotomique d'emploi en 1973. Ainsi, cette variable prend la valeur du taux de salaire nominal en 1973 si le jeune avait un emploi et sa valeur est nulle si le jeune n'en avait pas. Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau 4.

Au tableau 5, on retrouve les résultats de l'estimation des coefficients de la même équation pour l'échantillon des jeunes qui occupent un emploi à la fois en 1973 et en 1975. Pour ce faire, la variable WLAG a été remplacée par le taux de salaire horaire nominal associé à l'emploi occupé par le jeune en 1973. De plus, l'inverse du rapport de Mills associé à la sélection due à la participation au marché du travail a été calculé à partir des résultats de l'analyse probit présentés au tableau 3.

Il est à noter que les résultats présentés aux tableaux 4 et 5 sont corrigés de façon à tenir compte de la présence d'hétéroscédasticité selon la méthode développée par White (1980). Elle

---

2. Les taux de salaire ne sont pas dégonflés car il aurait fallu dégonfler également DIFFW et les indices de prix régionaux ne sont pas disponibles.

Tableau 4
Déterminants du logarithme du taux de salaire, 1975, étant donné la situation d'emploi en 1973, estimations corrigées du problème résultant de la double sélection de l'échantillon[1] [2]

Variables	Tous (N= 489)	Hommes (N= 213)	Femmes (N= 276)
CONSTANTE	.17956	.54247E-1	.22640
	(.28819)	(.40811)	(.26532)
SEXE	.16578***	-	-
	(.26308E-1)		
FRAN	-.42542E-1*	-.48822E-1	-.39358E-1
	(.26995E-1)	(.45317E-1)	(.33579E-1)
RES1	.34920E-1*	.87962E-2	.73210E-1***
	(.26234E-1)	(.48992E-1)	(.27596E-1)
RES3	.11337E-1	.96748E-1*	-.11477**
	(.50612E-1)	(.69565E-1)	(.63260E-1)
EDUC1	.61720E-1	.11606*	.72159E-1
	(.53970E-1)	(.80926E-1)	(.81277E-1)
EDUC3	.38907E-1	-.10542E-1	.11414*
	(.44844E-1)	(.62210E-1)	(.81302E-1)
EDUC4	.85611E-2	-.10808E-1	.12364
	(.54350E-1)	(.69052E-1)	(.11267)
SECPRO	.84846E-1*	.10341	-.13536E-1
	(.62718E-1)	(.84528E-1)	(.41065E-1)
COLGEN	.95317E-1*	.22481***	.32919E-1
	(.58513E-1)	(.89659E-1)	(.75310E-1)
COLPRO	.31904***	.48320***	.13594*
	(.82853E-1)	(.11894)	(.10120)
PRIVE	.28029E-1	-.13041*	.60089E-1*
	(.34151E-1)	(.85609E-1)	(.35240E-1)
DIFEXP	.13572E-1**	.16817E-1***	.16175E-1**
	(.70021E-2)	(.79860E-2)	(.83334E-2)
WLAG	.82313E-1***	.86329E-1***	.65529E-1***
	(.14453E-1)	(.17518E-1)	(.22380E-1)
CHOP1	.88000E-1*	.62107E-1	.91628E-1
	(.61600E-1)	(.70550E-1)	(.83250E-1)
CHOP2	.56571E-1**	.41650E-1	.64639E-1**
	(.28375E-1)	(.49487E-1)	(.32887E-1)
MERET	.98593E-1***	.11156***	.88052E-1**
	(.32878E-1)	(.47237E-1)	(.44145E-1)
URBAIN	.71095E-1***	.42384E-1	.71237E-1**
	(.32935E-1)	(.52466E-1)	(.40287E-1)
RURAL	.49615E-1	.43420E-1	.56903E-1
	(.38540E-1)	(.55594E-1)	(.48867E-1)
DIFFU	-1.8163	-.90931	-2.1944
	(1.3809)	(2.5097)	(1.7883)
DIFFW	.22307*	.31689*	.25917**
	(.13368)	(.22502)	(.15063)
LECO	.10898***	.16381***	-.626554E-1***
	(.50189E-1)	(.76058E-1)	(.20895E-1)
LTRA	.13100*	.10060	.22010***
	(.89462E-1)	(.11162)	(.10214)
R^2	.32109	.19149	.20602
χ^2	152,4	38,50[3]	218,4

1. L'écart type est entre parenthèses.
2. ***: significatif à un niveau de confiance de 5 %.
   ** : significatif à un niveau de confiance de 10 %.
   * : significatif à un niveau de confiance de 20 %.
3. Nous pouvons rejeter l'hypothèse que les termes d'erreur sont homoscédastiques à un niveau de confiance de 5 %. Nous ne pouvons cependant la rejeter à un niveau de confiance de 1 %. Les résultats corrigés sont présentés ici.

Tableau 5
Déterminants du logarithme du taux de salaire, 1975, pour les jeunes qui avaient un emploi en 1973, estimations corrigées du problème résultant de la double sélection de l'échantillon[1] [2]

Variables	Tous (N= 442)	Hommes (N= 191)	Femmes (N= 251)
CONSTANTE	-.81664E-1	-.17363	.24655E-1
	(.31109)	(.43740)	(.31911)
SEXE	.16050***	-	-
	(.26828E-1)	-	-
FRAN	-.43556E-1*	-.64582E-1*	-.56943E-1**
	(.26714E-1)	(.45192E-1)	(.31302E-1)
RES1	.58657E-1***	.44914E-1	.79791E-1***
	(.26109E-1)	(.50960E-1)	(.27099E-1)
RES3	-.36441E-1	.58609E-1	-.14807***
	(.52470E-1)	(.72636E-1)	(.64007E-1)
EDUC1	.46556E-1	.45486E-1	.16961E-1
	(.48527E-1)	(.60635E-1)	(.82663E-1)
EDUC3	.17644E-1	-.14855E-1	.32806E-1
	(.44356E-1)	(.57464E-1)	(.91239E-1)
EDUC4	.21595E-1	.23048E-1	-.19829E-1
	(.52651E-1)	(.63079E-1)	(.12546)
SECPRO	.41177E-1	.85595E-1	-.30804E-1
	(.65603E-1)	(.93259E-1)	(.39283E-1)
COLGEN	.57639E-1	.10454*	.12795E-1
	(.55594E-1)	(.71348E-1)	(.86757E-1)
COLPRO	.21923***	.32411***	.10455
	(.79228E-1)	(.10967)	(.10551)
PRIVE	.27946E-1	-.98528E-1	.39261E-1
	(.33293E-1)	(.91083E-1)	(.34797E-1)
DIFEXP	.22347E-1***	.23812E-1***	.20332E-1***
	(.77239E-2)	(.77962E-2)	(.82785E-2)
W	.15981***	.14979***	.19037***
	(.22426E-1)	(.30185E-1)	(.40524E-1)
CHOP1	.26528E-1	.52015E-1	.99758E-3
	(.42269E-1)	(.68266E-1)	(.45287E-1)
CHOP2	.33332E-1	.13632E-1	.37293E-1
	(.28843E-1)	(.53055E-1)	(.33856E-1)
MERET	.78209E-1***	.11175***	.37018E-1
	(.28348E-1)	(.45911E-1)	(.31642E-1)
URBAIN	.62148E-1**	.44389E-1	.47622E-1
	(.34387E-1)	(.58729E-1)	(.39962E-1)
RURAL	.95697E-2	.92000E-2	.26905E-1
	(.38927E-1)	(.61139E-1)	(.48879E-1)
DIFFU	-.60011	-.50657	-.29326
	(1.3135)	(2.6396)	(1.4248)
DIFFWM	.17719	.34889*	.16880
	(.13894)	(.24947)	(.14070)
LECO	.73776E-1*	.14776**	-.51666E-1***
	(.50774E-1)	(.79854E-1)	(.20099E-1)
LTRA	.17847**	.12105	.18947***
	(.10119)	(.10631)	(.89785E-1)
R^2	.40410	.22440	.34172
X^2	53.17	40,97	33.57[3]

1. L'écart type est entre parenthèses.
2. ***: significatif à un niveau de confiance de 5 %.
   ** : significatif à un niveau de confiance de 10 %.
   * : significatif à un niveau de confiance de 20 %.
3. Nous pouvons rejeter l'hypothèse que les termes d'erreur sont homoscédastiques à un niveau de confiance de 10 %. Nous ne pouvons cependant la rejeter à un niveau de confiance de 5 %. Les résultats corrigés sont présentés ici.

nous fournit une matrice des variances-covariances asymptotiquement correcte pour l'estimateur des MCO[3].

Les résultats présentés aux tableaux 4 et 5 sont intéressants à plus d'un égard. D'abord, les jeunes hommes apparaissent nettement favorisés pour ce qui est du salaire. De leur côté, les jeunes francophones semblent légèrement désavantagés.

S'il y a quelque chose à tirer au sujet du rôle de l'éducation, c'est bien qu'il ne suffit pas de mesurer le nombre d'années d'études. En effet, ces variables ne sont guère significatives dans les tableaux 4 et 5. Tel n'est pas le cas cependant quand on tente de qualifier l'éducation reçue. La formation professionnelle au collège et, dans une moindre mesure, la formation générale au collège exercent un rôle favorable dans la détermination du revenu. Le rôle d'une formation professionnelle à l'école secondaire apparaît plus ambigu surtout quand on considère séparément les jeunes hommes et les jeunes femmes.

Les jeunes filles qui réussissent mieux à l'école ont de meilleurs salaires mais il n'est pas sûr qu'il en soit de même pour les jeunes garçons. Il semble clair que les résultats scolaires ne captent pas toutes les aptitudes nécessaires à la réussite sur le marché du travail. Enfin, le passage dans un établissement privé au cours secondaire aurait un impact négatif sur les salaires des jeunes garçons mais positif pour les jeunes filles. Il s'agit de résultats difficiles à expliquer; ils sont peu significatifs.

---

3. L'avantage majeur de cette méthode est que le logiciel LIMDEP fournit directement les résultats non corrigés et corrigés. Il ne reste qu'à faire le test avec la statistique χ^2, tel qu'il a été conçu par Breusch et Pagan (1979). Elle est donc peu coûteuse en temps.

Les variables relatives aux expériences vécues sur le marché du travail donnent de bons résultats. Ainsi, l'augmentation du stock de capital humain résultant de l'expérience acquise entre 1973 et 1975 a un effet positif significatif sur le taux de salaire. La rémunération obtenue au travail en 1973 influence également positivement le taux de salaire de 1975. L'importance des coefficients de ces variables laisse croire que les premières expériences vécues sur le marché du travail sont déterminantes quant à l'évolution des profils de revenus. Les périodes de chômage font perdre de l'expérience et ainsi retardent l'évolution du taux de salaire.

Ces résultats concordent avec la plupart des études américaines sur le sujet. Ellwood (1982) estime que l'expérience acquise au cours des deuxième, troisième et quatrième années sur le marché du travail tend à faire augmenter les salaires des jeunes hommes de 10 % à 20 %. Quant à elle, Corcoran (1982) estime que dix ans après la fin de ses études, une femme qui n'a pas travaillé pendant deux ans obtiendra un salaire horaire inférieur de 3 % à 5 % à celui d'une femme qui a travaillé sans interruption[4].

Les jeunes dont la mère occupait un emploi en 1972 s'en tirent avec de meilleurs salaires, surtout chez les garçons. Les jeunes provenant d'un milieu urbain touchent des salaires plus élevés et ces salaires réagissent favorablement à une augmentation de la rémunération dans la région et, peut-être, négativement à une augmentation du taux de chômage.

---

4. Il faut noter les résultats surprenants obtenus par Becker et Hills (1980, 1983) qui estiment que le nombre de périodes de chômage a un effet positif sur les salaires futurs alors que la durée a un effet négatif. Ils pensent que les périodes de chômage peuvent permettre aux jeunes de quitter des emplois de piètre qualité pour en trouver de meilleurs.

Les variables associées à la correction des biais de sélection sont la plupart du temps significatives. La variable LTRA indique que les jeunes femmes qui sont sur le marché du travail ont un taux de salaire plus élevé que celui qu'obtiendraient les jeunes femmes sans emploi si elles en avaient un. Il est tout à fait plausible d'observer un tel phénomène.

Quant à elle, la variable LECO indique un phénomène fort intéressant. Ainsi, les jeunes hommes qui ont quitté l'école ont des salaires plus élevés, toutes choses étant égales par ailleurs, que ceux qu'obtiendraient les jeunes hommes qui sont encore à l'école s'ils travaillaient. Ce résultat indique que les jeunes hommes qui sont à l'école ont moins de ces aptitudes non mesurables favorables à des salaires élevés. Par contre, les jeunes femmes qui sont hors du système scolaire ont des salaires inférieurs à ceux qui seraient obtenus par celles qui sont toujours à l'école si ces dernières travaillaient. Les jeunes femmes qui sont à l'école auraient, quant à elles, davantage de ces aptitudes non observables associées à des salaires plus élevés sur le marché du travail. Ces résultats illustrent l'importance de la correction des biais de sélection lorsque les données proviennent d'un échantillon composé de jeunes travailleurs.

Conclusion

L'objectif principal de cette étude était d'évaluer les déterminants du succès professionnel de jeunes qui ont quitté l'école depuis trois ans et, surtout, la présence d'un effet de persistance dans les situations vécues par ces jeunes sur le marché du travail. Pour ce faire, un modèle de l'inertie du comportement des jeunes qui se trouvent sur le marché du travail a été développé.

Il aurait été souhaitable de pouvoir distinguer les canaux de persistance que sont l'hétérogénéité et la dépendance des états. Cependant, les éléments nécessaires à la réalisation de cet objectif n'étaient pas disponibles. L'hypothèse voulant que plusieurs des caractéristiques personnelles non observables soient corrélées avec des caractéristiques courantes observables a tout de même été posée. Ainsi, les coefficients associés aux variables représentant les états passés sur le marché du travail constituent des mesures d'attachement au marché du travail qui peuvent capter à la fois les effets de l'hétérogénéité des individus et de la dépendance des états.

Sans contrôle des caractéristiques personnelles observables et non observables, les principales études américaines montrent l'existence d'effets de persistance des situations vécues sur le marché du travail. Par contre, une fois qu'un contrôle est exercé sur ces caractéristiques, les effets de persistance diminuent beaucoup.

Suivant les résultats obtenus, lorsqu'un contrôle est exercé sur les caractéristiques individuelles observables importantes, la décision d'occuper un emploi en 1975 dépend de la situation

d'emploi en 1973 pour les jeunes femmes; l'effet est incertain pour les jeunes hommes. De plus, il semble que les périodes de chômage vécues en début de carrière retardent l'évolution des profils de revenus via le délai dans l'acquisition d'expérience sur le marché du travail. En fait, l'une des relations importantes observée s'établit entre le taux de salaire en 1975 et certains indicateurs de succès lors des périodes précédentes (telle la possession d'un emploi). Cette relation a déjà été remarquée par certains auteurs américains qui ont souvent conclu que la principale relation de persistance se faisait entre l'emploi passé et les salaires présents. Cette relation rappelle un coût important et souvent sous-estimé du chômage des jeunes: la perte d'expérience et de formation en cours d'emploi. Enfin, il convient de rappeler que la situation d'emploi est également reliée, positivement, au fait que le jeune travaillait alors qu'il était encore aux études.

L'éducation est une autre variable à laquelle on a souvent recours pour expliquer les disparités de succès professionnel. Même si la relation entre le nombre d'années d'études et le succès professionnel n'est pas étroite, les défenseurs du système d'éducation peuvent sûrement trouver leur compte dans les résultats de cette étude. Les diplômés du collège ont, en général, de meilleures chances d'occuper un emploi que les diplômés de l'école secondaire et, surtout, leurs salaires sont plus élevés. Ceux qui ont été inscrits dans le secteur professionnel du collège sont, dans l'échantillon utilisé, ceux qui s'en tirent le mieux.

Enfin, on aura remarqué que les jeunes ont des probabilités d'emploi et des taux de rémunération qui dépendent du taux de chômage et du salaire moyen de leur région. On remarque ainsi la grande sensibilité des jeunes à la conjoncture économique, thème maintes fois repris dans la littérature.

Appendice A - Définition des variables

VARIABLES DÉPENDANTES

Y75: Un si le jeune ne fréquentait pas à temps plein une institution scolaire en 1975, zéro autrement.

Y2W75: Un si le jeune occupait un emploi en 1975, zéro autrement.

ln W75: Le logarithme naturel du taux de salaire horaire au cours de la semaine de référence en 1975.

VARIABLES RETARDÉES

Y2W: Un si le jeune occupait un emploi en 1973, zéro autrement.

W: Le taux de salaire horaire au cours de la semaine de référence en 1973. Les réponses sont définies à l'aide d'intervalles. La valeur centrale de la catégorie est utilisée.

WLAG: Le produit de W et de Y2W.

HEULAG: Le nombre d'heures travaillées au cours de la semaine de référence en 1973. Les réponses sont définies à l'aide d'intervalles. La valeur centrale de la catégorie est utilisée.

VARIABLES INDÉPENDANTES

Caractéristiques personnelles

SEXE: Un si le jeune est de sexe masculin, zéro autrement.

FRAN: Un si le jeune a comme langue maternelle le français, zéro autrement.

Éducation

ASPIRATION: La profession désirée dans le futur selon l'indice socio-économique de Blishen multiplié par 100.

EDUC1: Un si le jeune n'a complété que la cinquième année du cours secondaire, zéro autrement.

EDUC2: Un si le jeune a complété la première année du cours collégial, zéro autrement (catégorie exclue).

EDUC3: Un si le jeune a complété la deuxième année du cours collégial, zéro autrement.

EDUC4: Un si le jeune a complété plus que deux ans de cours collégial, zéro autrement.

SECGEN: Un si le jeune était inscrit au programme général d'études secondaires en 1972, zéro autrement (catégorie exclue).

SECPRO: Un si le jeune était inscrit au programme professionnel d'études secondaires en 1972, zéro autrement.

COLGEN: Un si le jeune était inscrit au programme général d'études collégiales en 1972, zéro autrement.

COLPRO: Un si le jeune était inscrit au programme professionnel d'études collégiales en 1972, zéro autrement.

PRIVE: Un si le jeune a suivi son cours secondaire dans le secteur privé, zéro autrement.

RES1: Un si le jeune avait des notes scolaires de 75 % et plus en 1972, zéro autrement.

RES2: Un si le jeune avait des notes scolaires variant entre 60 % et 74 % en 1972, zéro autrement (catégorie exclue).

RES3: Un si le jeune avait des notes scolaires inférieures à 60 % en 1972, zéro autrement.

Expérience

XETUDE: Un si le jeune avait un emploi durant l'année scolaire de 1972, zéro autrement.

XETE: Un si le jeune avait travaillé plus d'un mois durant les étés précédents alors qu'il était encore à l'école, zéro autrement.

DIFEXP: Le nombre de mois d'expérience acquis entre la semaine de référence en 1973 et la semaine de référence en 1975.

Milieu familial

EDUCP1: Un si le père du jeune a 7 années d'études ou moins, zéro autrement.

EDUCP2: Un si le père a de 8 à 11 années d'études, zéro autrement (catégorie exclue).

EDUCP3: Un si le père a 12 années d'études ou plus, zéro autrement.

EDUCM1: Un si la mère du jeune a 7 années d'études ou moins, zéro autrement.

EDUCM2: Un si la mère du jeune a de 8 à 11 années d'études, zéro autrement (catégorie exclue).

EDUCM3: Un si la mère a 12 années d'études ou plus, zéro autrement.

PROF: La profession du père en 1972 selon l'échelle de BLISHEN multiplié par 100.

PROP: Un si les parents sont propriétaires, zéro autrement.

PEREC: Un si le père du jeune était chômeur alors que ce dernier était à l'école (1972), ou l'avait été récemment, zéro autrement.

CHOP1: Un si le père avait un emploi en 1973 sans en avoir un en 1975, zéro autrement.

CHOP2: Un si le père n'avait pas d'emploi en 1973 tout en ayant un en 1975, zéro autrement.

CHOP3: Un si le père n'a pas changé d'état sur le marché du travail entre 1973 et 1975, zéro autrement (catégorie exclue).

MERET: Un si la mère occupait un emploi rémunéré alors que le jeune était aux études en 1972, zéro autrement.

MONO: Un si les parents du jeune ne vivaient pas ensemble au moment où il était à l'école (1972), zéro autrement.

ENFANT: Le nombre d'enfants vivants dans la famille en 1972, incluant le jeune.

Variables régionales

URBAIN: Un si les parents habitent une agglomération de plus de 20 000 habitants, zéro autrement.

MIURBAIN: Un si les parents habitent une agglomération d'entre 5 000 et 20 000 habitants, zéro autrement (catégorie exclue)

RURAL: Un si les parents habitent une agglomération de moins de 5 000 habitants, zéro autrement.

U75: Le taux de chômage moyen pour chacune des neuf régions du Québec en 1975.

WM75: Le taux de salaire moyen dans le secteur manufacturier pour chacune des neuf régions du Québec en 1975.

DIFFU: La différence entre le taux de chômage de l'ensemble de la population de 1975 et celui de 1973 pour chacune des neuf régions du Québec.

DIFFWM: La différence entre le taux de salaire horaire moyen dans le secteur manufacturier de 1975 et celui de 1973 pour chacune des neuf régions du Québec.

Inverses du rapport de Mills

LECO: L'inverse du rapport de Mills associé à la sélection due à la fréquentation scolaire.

LTRA: L'inverse du rapport de Mills associé à la sélection due à la participation au marché du travail.

Appendice B - Moyennes et écarts types des variables utilisées

Tableau B1
Moyennes et écarts types des variables ayant servi à l'estimation de l'équation de fréquentation scolaire avant et après le traitement des données manquantes

Variables	Avant l'imputation		Après l'imputation	
	Moyennes	Écarts types	Moyennes	Écarts types
SEXE	.500	.500	.500	.500
FRAN	.744	.437	.766	.424
RES1	.335	.472	.340	.474
RES3	.047	.212	.047	.211
SECPRO	.131	.337	.135	.342
COLGEN	.267	.442	.287	.452
COLPRO	.022	.148	.023	.149
PRIVE	.165	.371	.168	.374
XETE	.612	.487	.615	.487
XETUDE	.268	.443	.273	.446
ASPIRATION	5874.4	1478.1	6032.4	1139.5
PROF	4569.4	1828.2	4702.9	1649.4
EDUCP1	.387	.487	.400	.490
EDUCP3	.309	.462	.295	.456
EDUCM1	.386	.487	.394	.489
EDUCM3	.190	.393	.189	.391
PROP	.801	.399	.800	.400
MERET	.274	.446	.272	.445
PEREC	.140	.347	.143	.350
MONO	.089	.286	.077	.267
ENFANT	4.262	2.002	4.294	2.006
URBAIN	.632	.482	.623	.485
RURAL	.215	.411	.223	.416
U75	.083	.027	.083	.026
WM75	4.296	.316	4.299	.323
Y75[1]	.209	.407	.216	.412

1. Y75 est la variable dépendante.

Tableau B2
Moyennes et écarts types des variables ayant servi à l'estimation de l'équation de participation au marché du travail avant et après le traitement des données manquantes

Variables	Avant l'imputation		Après l'imputation	
	Moyennes	Écarts types	Moyennes	Écarts types
SEXE	.429	.495	.425	.495
FRAN	.758	.429	.780	.415
RES1	.231	.422	.246	.431
RES3	.105	.306	.103	.305
EDUC1	.716	.451	.711	.454
EDUC3	.157	.364	.165	.372
EDUC4	.066	.248	.064	.244
SECPRO	.441	.497	.442	.497
COLGEN	.191	.394	.201	.401
COLPRO	.073	.260	.067	.251
PRIVE	.119	.324	.122	.328
ASPIRATION	5206.7	1491.0	5368.2	1233.7
DIFEXP	21.254	4.789	21.253	4.754
XETE	.678	.468	.670	.471
XETUDE	.343	.475	.343	.475
Y2W	.882	.323	.876	.330
CHOP1	.086	.280	.095	.293
CHOP2	.089	.285	.103	.305
MERET	.266	.442	.270	.445
PROP	.750	.434	.742	.438
MONO	.106	.308	.112	.316
ENFANT	4.733	2.169	4.740	2.180
URBAIN	.554	.497	.551	.498
RURAL	.292	.455	.298	.458
DIFFU	.009	.017	.009	.017
DIFFWM	1.079	.170	1.079	.171
Y2W75[1]	.873	.334	.842	.365

1. Y2W75 est la variable dépendante.

Tableau B3
Moyennes et écarts types des variables ayant servi
à l'estimation des équations de détermination du taux de salaire
et du nombre d'heures travaillées
avant et après le traitement des données manquantes

Variables	Avant l'imputation		Après l'imputation	
	Moyennes	Écarts types	Moyennes	Écarts types
SEXE	.431	.496	.436	.496
FRAN	.776	.417	.775	.418
RES1	.264	.441	.268	.443
RES3	.099	.300	.096	.295
EDUC1	.708	.455	.697	.460
EDUC3	.163	.370	.170	.376
EDUC4	.072	.258	.076	.265
SECPRO	.440	.497	.434	.496
COLGEN	.203	.402	.209	.407
COLPRO	.076	.266	.077	.268
PRIVE	.126	.332	.129	.335
DIFEXP	22.328	3.489	22.395	3.323
XETE	.677	.468	.675	.469
XETUDE	.371	.483	.366	.482
Y2W	.908	.289	.904	.295
WLAG	2.240	.970	2.230	.973
CHOP1	.078	.269	.084	.277
CHOP2	.094	.292	.106	.309
MERET	.279	.449	.284	.452
URBAIN	.570	.496	.575	.495
RURAL	.285	.452	.284	.452
DIFFU	.009	.017	.009	.017
DIFFWM	1.083	.174	1.081	.172
LNW75[1]	1.276	.337	1.271	.301

1. LNW75 est une variable dépendante.

Le chômage élevé des jeunes est un phénomène connu et largement documenté maintenant; plusieurs questions restent cependant sans réponse. Cette situation est-elle propre au Québec? Le niveau du chômage affecte-t-il la durée des études? Quels sont ces jeunes qui réussissent à se trouver un emploi et à qui ressemblent-ils? Les épisodes de chômage en début de carrière ont-ils des effets qui durent encore après plusieurs années?

Voilà quelques-unes des questions auxquelles ce document tente d'apporter des réponses en puisant à diverses sources. On y présente:

- **des données situant le Québec parmi les pays de l'OCDE;**
- **la synthèse des travaux d'auteurs américains et québécois;**
- **les résultats d'une étude du BSQ sur les effets à long terme du chômage vécu en début de carrière.**

Ce document est constitué de deux parties: la première, qui présente des résultats en faisant abstraction de l'aspect technique, est destinée à un large public; la seconde, à caractère économétrique, s'adresse surtout aux spécialistes.

Tant le non-initié que le spécialiste y trouvera donc son compte...

En vertu de sa loi constitutive, le Bureau de la statistique du Québec a pour mandat de recueillir, compiler, analyser et publier des renseignements de nature statistique sur toute matière de juridiction provinciale, de collaborer avec les ministères et organismes gouvernementaux dans la collecte, la compilation et la publication de tels renseignements et de faire de la recherche statistique. Il répond aux besoins du Québec notamment dans les domaines démographique, économique, social et culturel, et il assure la complémentarité et la coordination entre les agents du système statistique québécois. ■

Bureau de la statistique du Québec

Imprimé au Québec, Canada